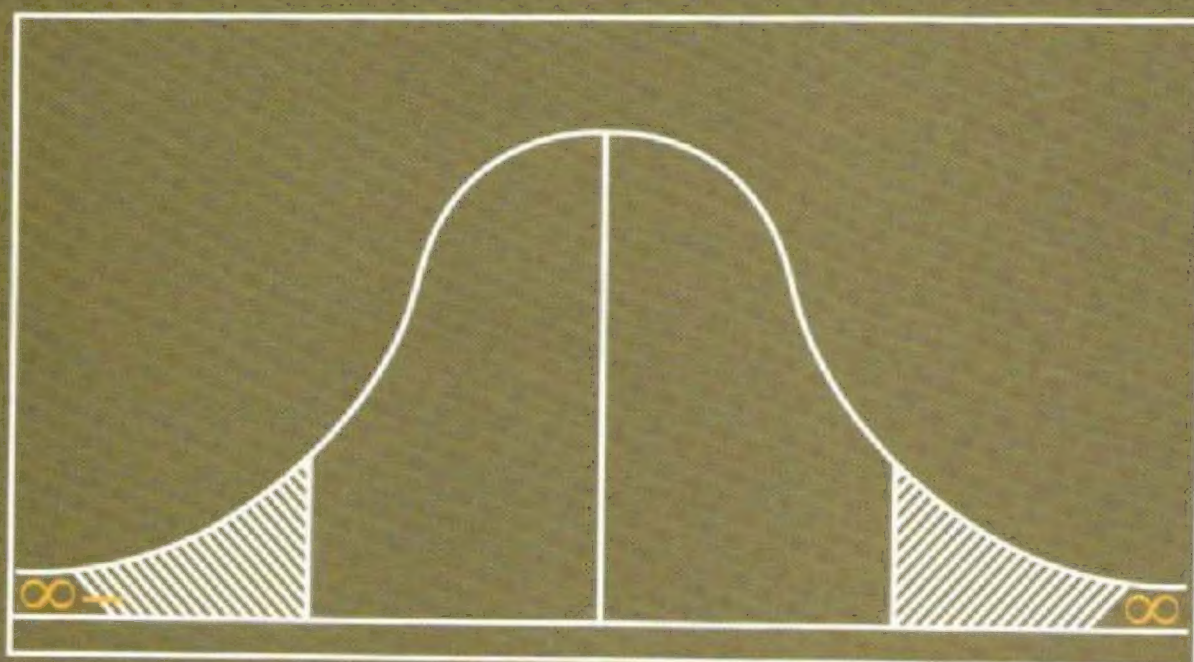




مركز البحوث



الإحصاء بلا معاناة

المفاهيم مع التطبيقات باستخدام برنامج SPSS

(الجزء الثاني)

تأليف

د . محمد شامل بهاء الدين فهمي

بسم الله الرحمن الرحيم



مركز البحوث

الإحصاء بلا معاناة

المفاهيم مع التطبيقات باستخدام برنامج SPSS

الجزء الثاني

تأليف

د. محمد شامل بهاء الدين فهمي

١٤٢٦هـ - ٢٠٠٥م

بطاقة الفهرسة

③ معهد الإدارة العامة، ١٤٢٦هـ

فهرسة مكتبة الملك فهد الوطنية أثناء النشر

فهمي، محمد شامل بهاء الدين

الإحصاء بلا معاناة: المفاهيم مع التطبيقات باستخدام برنامج SPSS.

محمد شامل بهاء الدين فهمي - الرياض ١٤٢٦هـ

٨٤٨ ص؛ ١٧ × ٢٤ سم

ردمك: ٩٩٦٠-١٤-١٣٧-٣

١ - البرمجة - حواسيب ٢ - الإحصاء التحليلي - معالجة البيانات

أ - العنوان

١٤٢٦/٦٤٢١

ديوى ٠٠٥,٣

رقم الإيداع: ١٤٢٦/٦٤٢١

ردمك: ٩٩٦٠-١٤-١٣٧-٣

المحتويات

الصفحة	الموضوع
١٧	- مقدمة
١٩	- الفصل الأول: الإحصاء والمفاهيم الأساسية
٢١	- (١-١) تعريف علم الإحصاء
٢٢	- (٢-١) مجالات استخدام الإحصاء
٢٢	- (٣-١) المتغيرات وأنواعها
٢٥	- (٤-١) القياس ومستوياته
٢٥	- (١-٤-١) مستويات القياس
٢١	- (١-٤-٢) علاقة القياس بالإحصاء
٢٢	- (١-٤-٣) علاقة مستويات القياس بالأساليب الإحصائية
٢٣	- (٥-١) جمع البيانات
٢٤	- (١-٥-١) مصادر جمع البيانات
٢٧	- (٢-٥-١) طرق (أساليب أو أدوات) جمع البيانات
٥٣	- (٣-٥-١) خطوات جمع البيانات الميدانية
٦٠	- (٦-١) استخدام الحاسوب: برنامج SPSS (تعريفه وأساسياته)
٦١	- (١-٦-١) النوافذ الرئيسية لبرنامج SPSS
٦٨	- (٢-٦-١) تجهيز البيانات وإدخالها إلى الحاسب باستخدام برنامج SPSS
٨١	- (٣-٦-١) حفظ وفتح وطباعة الملفات والخروج من البرنامج
٨٤	- (٤-٦-١) استدعاء بيانات من تطبيقات أخرى إلى برنامج SPSS
٨٨	- (٥-٦-١) مثال تطبيقي على إدخال البيانات
٩٥	- الفصل الثاني: المعاينة الإحصائية
٩٧	- (١-٢) مقدمة

الصفحة	الموضوع
٩٨	- (٢-٢) بعض المفاهيم المستخدمة في اختيار العينة (المعينة)
١٠٢	- (٣-٢) العينات الاحتمالية (العشوائية)
١٠٣	- (١-٣-٢) العينة العشوائية البسيطة
١٠٥	- (٢-٣-٢) العينة العشوائية المنتظمة
١٠٧	- (٣-٣-٢) العينة العشوائية الطبقية
١١٠	- (٤-٣-٢) العينة العشوائية المتعددة المراحل
١١١	- (٥-٣-٢) العينة العنقودية (التجميعية)
١١٣	- (٤-٢) العينات غير الاحتمالية
١١٤	- (١-٤-٢) العينة الميسرة (الموافقة)
١١٤	- (٢-٤-٢) العينة التحكيمية (الغرضية أو العمدية)
١١٥	- (٣-٤-٢) العينة الحصصية
١١٧	- (٥-٢) تقدير حجم العينة
١٢٧	- (٦-٢) حالات تطبيقية في العينات
١٤٤	- (٧-٢) قواعد البيانات المستخدمة في الأمثلة التطبيقية
١٥١	- الفصل الثالث: أساليب الإحصاء الوصفي
١٥٣	- (١-٣) مقدمة
١٥٤	- (٢-٣) أساليب تنظيم (تبويب) وعرض البيانات
١٥٤	- (١-٢-٣) أساليب تبويب البيانات (العرض الجدولي)
١٦٥	- (٢-٢-٣) أساليب العرض البياني للمتغيرات
١٧٦	- (٣-٣) مقاييس النزعة المركزية (المتوسطات)
١٧٧	- (١-٣-٣) المتوسط الحسابي
١٧٩	- (٢-٣-٣) الوسيط

الصفحة	الموضوع
١٨٠	- (٣-٣-٣) المنوال
١٨١	- (٤-٣-٣) العلاقة بين المتوسط الحسابي والوسيط والمنوال
١٨٢	- (٥-٣-٣) مقاييس النزعة المركزية ومستويات القياس
١٨٢	- (٦-٣-٣) الوسيط الهندسي
١٨٤	- (٧-٣-٣) الربيعيات والعشيرات والمئينات
١٨٥	- (٤-٣) مقاييس التشتت
١٨٧	- (١-٤-٣) المدى
١٨٧	- (٢-٤-٣) الانحراف الربيعي
١٨٨	- (٣-٤-٣) الانحراف المعياري
١٩١	- (٤-٤-٣) مقاييس التشتت ومستويات القياس
١٩٢	- (٥-٤-٣) معامل الاختلاف النسبي
١٩٤	- (٦-٤-٣) دليل الاختلاف الكيفي
١٩٦	- (٧-٤-٣) وصف البيانات بطريقة الصندوق والطرفين
١٩٨	- (٨-٤-٣) مقاييس الالتواء والتفرطح
٢٠٠	- (٥-٣) استخدام الحاسوب (برنامج SPSS)
	- (١-٥-٣) استخدام برنامج SPSS في عمل الجداول التكرارية
٢٠٠	البسيطة
	- (٢-٥-٣) استخدام برنامج SPSS في عمل الجداول التكرارية
٢٠٥	المزدوجة
٢١٠	- (٣-٥-٣) استخدام برنامج SPSS في عمل أشكال بيانية Charts
٢٢٥	- (٤-٥-٣) استخدام قائمة أوامر Descriptive
٢٢٩	- (٥-٥-٣) استخدام قائمة أوامر Frequencies
٢٤٥	- (٦-٥-٣) استخدام أمر Recode من قائمة Transform

الصفحة	الموضوع
٢٥٣	- الفصل الرابع: الاحتمالات وتوزيعات المعاينة
٢٥٥	- (١-٤) مقدمة
٢٥٥	- (٢-٤) الاحتمالات
٢٥٩	- (٣-٤) المتغيرات العشوائية والتوزيعات الاحتمالية
٢٥٩	- (١-٢-٤) المتغيرات العشوائية
٢٥٩	- (٢-٣-٤) التوزيع الاحتمالي
٢٦٠	- (٢-٣-٤) التوقع (المتوسط) والتباين للمتغير العشوائى المقطع
٢٦٩	- (٤-٤) التوزيع الطبيعي
٢٨٦	- (٥-٤) الكشف عن اعتدالية التوزيع
٢٨٦	- (١-٥-٤) الاعتماد على الأشكال البيانية
٢٨٧	- (٢-٥-٤) الاعتماد على معاملى الالتواء والتفرطح
٢٩١	- (٦-٤) توزيعات المعاينة
٢٩١	- (١-٦-٤) توزيع المعاينة للوسط (المتوسط) الحسابى
٢٩٦	- (٢-٦-٤) توزيع المعاينة للفرق بين وسطين (متوسطين) حسابيين
٢٩٧	- (٣-٦-٤) توزيع المعاينة لنسبة حدوث ظاهرة معينة فى العينة
٢٩٨	- (٤-٦-٤) توزيع المعاينة للفرق بين نسبتي عينتين
٢٩٨	- (٥-٦-٤) توزيع المعاينة لتباين العينة
٣٠١	- (٦-٦-٤) توزيع المعاينة للنسبة بين تباينى عينتين
٣٠٣	- (٧-٤) استخدام برنامج SPSS
٣٠٣	- (١-٧-٤) استخراج القيم (الدرجات) المعيارية للمتغير
٣٠٧	- (٢-٧-٤) الكشف عن اعتدالية التوزيع

الصفحة	الموضوع
٣١٧	- الفصل الخامس: مقدمة في أساليب الاستدلال الإحصائي
٣١٩	- (١-٥) مقدمة
٣٢٠	- (٢-٥) أساليب الاستدلال الإحصائي (الإحصاء الاستدلالي)
٣٢٦	- (٣-٥) أساليب التقدير الإحصائي
٣٢٦	- (١-٣-٥) التقدير بقيمة (بنقطة)
٣٢٧	- (٢-٣-٥) التقدير بفترة
٣٢٨	- (٤-٥) الفروض (الفرضيات) الإحصائية
٣٣١	- (١-٤-٥) أنواع الفروض (الفرضيات) الإحصائية
٣٣٦	- (٢-٤-٥) الأخطاء المتعلقة باختبار الفروض
٣٤٥	- (٣-٤-٥) الاختبارات الإحصائية وأنواعها وكيفية إجرائها
٣٤٨	- (٥-٥) أساليب التحليل الاستدلالي لمجموعة (عينة) واحدة
٣٤٨	- (١-٥-٥) الأساليب المعلمية
٣٤٨	- أولاً: الاستدلال الإحصائي عن متوسط المجتمع (م)
٣٤٩	١ - تقدير فترة الثقة لمتوسط المجتمع (م)
٣٤٩	٢ - اختبارات الفروض حول متوسط المجتمع (م)
٣٥٥	- ثانياً: الاستدلال الإحصائي لنسبة حدوث ظاهرة معينة في المجتمع (و) ..
٣٥٥	١ - تقدير فترة الثقة لنسبة حدوث ظاهرة معينة في المجتمع (و) ..
٣٥٥	٢ - اختبار الفروض حول نسبة حدوث ظاهرة معينة في المجتمع (و) ..
٣٦٢	- (٢-٥-٥) الأساليب اللامعلمية
٣٦٢	- أولاً: اختبار الإشارة في حالة عينة واحدة
٣٦٢	- ثانياً: اختبار الإشارة والرتبة في حالة عينة واحدة
٣٦٨	- ثالثاً: اختبار مربع كاي
٣٧٦	- رابعاً: اختبار ذي الحدين
٣٨١	- خامساً: اختبار حسن المطابقة لكونلوجروف - سميرونوف

الموضوع	الصفحة
- الفصل السادس: أساليب (اختبارات) الفروق (المقارنة) بين مجموعتين	٢٨٩
- (١-٦) مقدمة	٢٩١
- (٢-٦) أساليب الفروق (الاختلافات) بين مجموعتين مستقلتين	٢٩٢
- (١-٢-٦) الأساليب العلمية	٢٩٣
- أولاً: مقارنة التشتت في مجتمعين (اختبار التجانس بين مجتمعين) ..	٢٩٣
- ثانياً: مقارنة متوسطين في مجتمعين (اختبار الفرق بين متوسطي	
مجتمعين)	٢٩٤
- (٢-٢-٦) الأساليب اللامعلمية	٤٠٣
- أولاً: اختبار ولكوكسون - مان ويتنى	٤٠٤
- ثانياً: اختبار كيرلوجروف - سميثوف لمجموعتين مستقلتين	٤١١
- ثالثاً: اختبار فيشر للدلالة على الفرق بين نسبتين مستقلتين	٤١٦
- (٣-٦) أساليب الفروق (الاختلافات) بين مجموعتين غير مستقلتين	
(مترابطتين)	٤٢١
- (١-٣-٦) الأساليب العلمية	٤٢٣
- اختبار الفرق بين متوسطي مجتمعين مرتبطتين	٤٢٣
- (٢-٣-٦) الأساليب اللامعلمية	٤٣٠
- أولاً: اختبار الإشارة لعينتين مرتبطتين	٤٣٠
- ثانياً: اختبار رتب إشارات المجموعات المتزاوجة لولكوكسن	٤٣٥
- ثالثاً: اختبار المقارنة بين نسبتين مرتبطتين (اختبار مكنمار)	٤٤٠
- الفصل السابع: أساليب (اختبارات) الفروق (المقارنة) بين أكثر من مجموعتين ..	٤٦١
- (١-٧) مقدمة	٤٦٣
- (٢-٧) أساليب الفروق (المقارنة) بين أكثر من مجموعتين مستقلتين	٤٦٤

الصفحة	الموضوع
٤٦٥	- (١-٢-٧) الأساليب العلمية
٤٦٥	- أسلوب تحليل التباين في اتجاه واحد في حالة العينات المستقلة
٤٧١	- المقارنات المتعددة للمتوسطات
٤٩١	- (٢-٢-٧) الأساليب اللامعلمية
٤٩٢	- أولاً: اختبار تحليل تباين الرتب أحادي الاتجاه لـ "كروسكال والاس" ..
٥٠١	- ثانياً: اختبار الوسيط للمقارنة بين عدة مجتمعات مستقلة
٥٠٤	- ثالثاً: اختبار مربع كاي للمقارنة بين أكثر من نسبتين
٥٠٩	- (٢-٧) أساليب الفروق (المقارنة) بين أكثر من مجموعتين مترابطتين
٥٠٩	- (١-٣-٧) الأساليب العلمية
٥٠٩	- تحليل التباين أحادي الاتجاه للقياسات المتكررة
٥١٩	- (٢-٣-٧) الأساليب اللامعلمية
٥٢٠	- أولاً: اختبار تحليل التباين لـ "فريدمان"
٥٢٩	- ثانياً: اختبار كوكران (ك) للعينات المرتبطة
٥٢٥	- الفصل الثامن: تحليل الارتباط
٥٢٧	- (١-٨) مقدمة
٥٤٢	- (٢-٨) مقاييس الارتباط إذا كان كل من المتغيرين من المستوى الكمي
٥٤٢	- (١-٢-٨) معامل بيرسون للارتباط أو معامل الارتباط الخطي البسيط ..
٥٥٤	- (٢-٢-٨) معامل الارتباط الجزئي
٥٦٠	- (٣-٨) مقاييس الارتباط إذا كان كل من المتغيرين من المستوى الرتبي
٥٦١	- (١-٢-٨) معامل ارتباط سبيرمان للرتب
٥٦٢	- (٢-٣-٨) معامل ارتباط جاما
٥٦٣	- (٣-٣-٨) معاملات ارتباط كندال

الصفحة	الموضوع
٥٦٥	- (٤-٨) مقاييس الارتباط إذا كان كل من المتغيرين من المستوى الاسمي ..
٥٦٥	- (٨-٤-١) مقاييس تعتمد على حسابات إحصاء كاي تربيع (المقاييس المتماثلة)
٥٦٨	- (٨-٤-٢) مقاييس تعتمد على التخفيض النسبي للخطأ (المقاييس الاتجاهية)
٥٧٠	- (٨-٥) مقاييس الارتباط إذا كان أحد المتغيرين من المستوى الاسمي والآخر من المستوى الرتبي
٥٧١	- (٨-٦) مقاييس الارتباط إذا كان أحد المتغيرين من المستوى الاسمي والآخر من المستوى الكمي
٥٧٣	- (٨-٧) مقاييس الارتباط إذا كان أحد المتغيرين من المستوى الرتبي والآخر من المستوى الكمي
٥٧٩	- (٨-٨) بعض المقاييس الأخرى لدراسة العلاقة بين المتغيرين
٥٨٤	- (٨-٩) تطبيقات متنوعة باستخدام برنامج SPSS
٦٠٥	- الفصل التاسع: أساليب الانحدار والتنبؤ
٦٠٧	- (٩-١) مقدمة
٦١٠	- (٩-٢) نماذج الانحدار التقليدية
٦١٠	- (٩-٢-١) نموذج الانحدار الخطي البسيط
٦٣٤	- (٩-٢-٢) نماذج الانحدار غير الخطي البسيط
٦٣٩	- (٩-٢-٣) نموذج الانحدار الخطي المتعدد
٦٥٩	- (٩-٢-٤) كيفية التعامل مع المتغيرات المستقلة النوعية في تحليل الانحدار
٦٦٣	- (٩-٢-٥) طرق اختيار المتغيرات المستقلة في نموذج الانحدار المتعدد ..

الموضوع	الصفحة
- الطريقة الأولى: طريقة اختيار أفضل معادلة من بين معادلات الانحدار الممكن توثيقها	٦٦٥
- الطريقة الثانية: طريقة إضافة المتغيرات على التوالى	٦٦٥
- الطريقة الثالثة: طريقة حذف المتغيرات على التوالى	٦٦٦
- الطريقة الرابعة: طريقة إضافة وحذف المتغيرات تدريجيًا ..	
(الانحدار التدريجي)	٦٦٧
- (٩-٢-٦) بعض مشاكل القياس فى نماذج الانحدار	٦٧٧
- أولاً: مشكلة الارتباط الخطى المتعدد - (الازدواج الخطى)	٦٧٨
- ثانياً: مشكلة الارتباط الذاتى بين البواقي	٦٨١
- ثالثاً: مشكلة عدم ثبات تباين البواقي	٦٨٣
- (٩-٣) نماذج السلاسل الزمنية	٦٨٦
- الفصل العاشر: أساليب إحصائية متقدمة	٧٠٢
- (١٠-١٠) نموذج الانحدار اللوجيستى	٧٠٥
- (١٠-١-١) مقدمة	٧٠٥
- (١٠-١-٢) تعريف النموذج وافترضاته	٧٠٦
- (١٠-١-٣) معاملات النموذج	٧١٠
- (١٠-١-٤) الارتباط بين متغيرات النموذج	٧١٤
- (١٠-١-٥) تقييم جودة التوفيق للنموذج	٧١٥
- (١٠-١-٦) المتغيرات الفئوية	٧٢٠
- (١٠-١-٧) اختيار المتغيرات المستقلة	٧٢٦
- (١٠-١-٨) طرق تشخيصية	٧٣٢
- (١٠-٢) التحليل العاملى	٧٥٦

الفصل السابع

أساليب (اختبارات) الفروق (المقارنة) بين أكثر من مجموعتين

موضوعات الفصل:

- الاختبارات (الأساليب) المعلمية الخاصة بدراسة الفروق (الاختلافات) بين أكثر من مجموعتين مستقلتين.

- الاختبارات (الأساليب) اللامعلمية الخاصة بدراسة الفروق (الاختلافات) بين أكثر من مجموعتين مستقلتين

- الاختبارات (الأساليب) المعلمية الخاصة بدراسة الفروق (الاختلافات) بين أكثر من مجموعتين غير مستقلتين (مترابطتين).

- الاختبارات (الأساليب) اللامعلمية الخاصة بدراسة الفروق (الاختلافات) بين أكثر من مجموعتين غير مستقلتين (مترابطتين).

- استخدام الحاسوب

أهداف الفصل السابع:

- بعد الانتهاء من هذا الفصل ينبغي أن تكون قادراً على:
- ١ - إجراء جميع الاختبارات (الأساليب) المعلمية الخاصة بدراسة الفروق (الاختلافات) بين أكثر من مجموعتين مستقلتين مثل: اختبار تحليل التباين في اتجاه واحد للعينات المستقلة، واختبارات المقارنات المتعددة للسوسطات
 - ٢ - إجراء جميع الاختبارات (الأساليب) اللامعلمية الخاصة بدراسة الفروق (الاختلافات) بين أكثر من مجموعتين مستقلتين مثل اختبار كروسكال والاس، واختبار الوسيط للمقارنة بين عدة مجتمعات مستقلة، واختبار مربع كاي للمقارنة بين أكثر من نسبتين.
 - ٣ - إجراء جميع الاختبارات (الأساليب) المعلمية الخاصة بدراسة الفروق (الاختلافات) بين أكثر من مجموعتين غير مستقلتين (متربطتين) مثل اختبار تحليل التباين أحادي الاتجاه للقياسات المتكررة.
 - ٤ - إجراء جميع الاختبارات (الأساليب) اللامعلمية الخاصة بدراسة الفروق (الاختلافات) بين أكثر من مجموعتين غير مستقلتين مثل اختبار تحليل التباين لـ فريدمان، واختبار كوكران للعينات المرتبطة
 - ٥ - تنفيذ وقراءة نتائج جميع الاختبارات (المعلمية، واللامعلمية) الخاصة بدراسة الفروق بين أكثر من مجموعتين (مستقلتين، وغير مستقلتين) باستخدام برنامج الـ SPSS

(١-٧) مقدمة:

عرضنا في الفصول السابقة بعض أهم الأساليب الإحصائية الاستدلالية التي يمكن أن يستخدمها الباحث في تحليل البيانات المستمدة من مجموعة (عينة) واحدة أو من مجموعتين (عينتين)، غير أن كثيراً من الباحثين يستخدمون عادة أكثر من عينتين في دراساتهم وتجاربهم العلمية: بهدف التحقق من أثر متغير مستقل معين (له أكثر من وجهين) أو أكثر على المتغير التابع. ويتحدد عدد المجموعات (العينات) المطلوبة لأي من هذه الدراسات تبعاً لعدد مستويات المتغير أو المتغيرات المستقلة.

وقد يعتقد البعض أن الطرق السابقة، الخاصة بمقارنة متوسطين، يمكن تطبيقها هنا على أساس إجراء عدة مقارنات، تجرى في كل مرة بين مجموعتين، غير أن ذلك لا يعد عملاً مقبولاً لعدد من الاعتبارات نذكر أهمها:

١- الجهد المبذول في عقد المقارنات الثنائية:

عدد الاختبارات (المقارنات) المطلوبة يزيد بدرجة كبيرة مع زيادة عدد المجموعات (المتوسطات) المطلوب مقارنتها، فإذا كان عدد المتوسطات المطلوب مقارنتها هو k يكون عدد المقارنات المطلوبة $[k \times (k - 1) / 2]$ فمثلاً إذا كان لدينا خمس مجموعات فيكون مطلوباً عقد $[5 \times (5 - 1) / 2] = 10$ مقارنات.

٢- إضعاف عملية المقارنة:

إن إجراء الاختبار بين حالتين فقط وترك الحالات الأخرى (ولو مؤقتاً) يعنى ترك معلومات إضافية مناحة عن المجتمع، وضياح فرص الحصول على أفضل تقدير لتباين المجتمع، مما يسهل عقد المقارنات في آن واحد وليس في صورة ثنائيات.

٣- ازدياد مخاطر الوقوع في خطأ من النوع الأول:

إن استخدام اختبار (ت) للمقارنة بين متوسطي مجموعتين، وتكرار ذلك على مجموعتين عشوائيتين آخرين عند مستوى المعنوية نفسه (وليكن $\alpha = 0.05$)، فإن احتمال رفض الفرض العدمي، وهو صحيح في المرتين، سوف يزيد على (0.05) : لأن

(٧-٢-١) الأساليب العلمية:

يمثل تحليل التباين مجموعة من الأساليب الإحصائية العلمية التي تتناول عينات مستقلة متعددة، ويكون ميزان قياس المتغير (أو المتغيرات) المستقل اسماً له أكثر من وجهين، بينما يكون ميزان قياس المتغير التابع فترياً على الأقل. وتتميز هذه الأساليب بالمرونة بحيث يمكن استخدامها في تصميمات تجريبية متعددة، مثل تصميم العامل الواحد Single-Factor Design والتصميمات العاملية Factorial Designs، وتصميمات القياسات المتكررة Repeated Measurement Designs وغيرها من التصميمات، إلا أننا سوف نقتصر في هذا الفصل على أبسط هذه التصميمات وهو تصميم العامل الواحد، وهو إما أن يشتمل على عينات مستقلة، ويسمى عندئذ التصميم العشوائى الكامل Completely Randomized Design أو يشتمل على عينة واحدة يكرر عليها القياس، ويسمى تصميم القياسات المتكررة. والأسلوب الإحصائى الذى يمكن أن يستخدمه الباحث فى تحليل البيانات المتعلقة بهذين التصميمين اللذين يتناولان عاملاً واحداً يسمى تحليل التباين فى اتجاه واحد One Way Analysis Of Variance ويسمى اختصاراً One Way ANOVA. وسوف نقتصر فى هذا القسم على التصميم العشوائى الكامل، أى الذى يشتمل على عينات مستقلة.

أسلوب تحليل التباين فى اتجاه واحد فى حالة العينات المستقلة:

صمم فيشر Fisher هذا الأسلوب لتفسير تحليل البيانات المستمدة من التجارب الميدانية والمختبرية فى مجال البحوث الزراعية والبيولوجية وتفسير نتائجها. ويمثل اليوم إحدى أدوات البحث المهمة، ليس فقط فى هذه المجالات وإنما فى العلوم النفسية والاجتماعية والطبيعية المختلفة وغيرها.

الأساس المنطقى لتحليل التباين فى اتجاه واحد فى حالة العينات المستقلة:

نفترض أنه لدينا ثلاث طرق مختلفة لتدريب الموظفين (الأولى - الثانية - الثالثة) وطبقت على مجموعات مختلفة من الموظفين، وأردنا مقارنة متوسطات هذه الطرق الثلاث فى إنتاجية الموظفين. فى هذه الحالة لدينا متغيران، أحدهما متغير مستقل (اسمى) وهو

طرق التدريب (ثلاث طرق)، والثاني متغير تابع (فئوى على الأقل) وهو إنتاجية الموظف (العامل) بمعنى كم وحدة فى الساعة. ويمكن النظر إلى التباين الكلى لإنتاجية الموظف (المتغير التابع) فى الطرق الثلاث ككل على أنه حاصل جمع مركبة تباين إنتاجية كل طريقة من تلك الطرق بالنسبة لمتوسطها. ويسمى ذلك النوع من التباين بالتباين داخل المجموعات Within Groups ويسمى أيضاً تباين الخطأ، ومركبة تباين المجموعات الثلاث بالنسبة للمتوسط العام لهذه المجموعات، ويسمى ذلك النوع من التباين بالتباين بين المجموعات Between Groups وعلى ذلك فإن:

التباين الكلى = مركبة التباين داخل المجموعات + مركبة التباين بين المجموعات.

وبما أن هذه الإضافة تقوم فى جوهرها على جمع المربعات، إذن يمكن أن نعيد صياغة المعادلة السابقة كما يلى:

المجموع الكلى للمربعات = مجموع المربعات داخل المجموعات + مجموع المربعات بين المجموعات.

ويعتمد تحليل التباين فى صورته النهائية على الكشف عن مدى اقتراب التباين بين المجموعات من التباين داخل المجموعات أو مدى ابتعاده، ويقاس ذلك بإيجاد النسبة بين تقديري التباين أو خارج قسمتهما كما اقترحها فيشر وأطلق عليها نسبة "ف" F-Ratio، لذلك يسمى هذا الاختبار أحياناً باختبار "ف"، حيث:

$$F = \frac{\text{التباين بين المجموعات}}{\text{التباين داخل المجموعات}} = \frac{\text{متوسط مجموع المربعات بين المجموعات}}{\text{متوسط مجموع المربعات داخل المجموعات}} \quad (١-٧)$$

وبطبيعة الحال فإنه كلما كان التباين بين المجموعات أكبر من التباين داخل المجموعات كان الناتج وهو قيمة "ف" أكبر، وزاد احتمالية الحصول على دلالة إحصائية لهذه القيمة الناتجة من خارج قسمة التباين بين المجموعات على التباين داخل المجموعات، وتحدد قيمة هذه النسبة ما إذا كان تقديرا التباين مستمدين من مجتمع واحد، أما إذا كانت التقديرات مختلفة، وبالتالي نستنتج أن الأمر لا يعزى إلى الصدفة وإنما إلى اختلاف المجموعات، وهذا يتطلب تحديد مستوى دلالة للتحقق من صحة الفرض العدمى، وذلك بالرجوع إلى

جدول الدلالة الإحصائية لفائف الموجود بالملاحق. وبمعنى آخر إذا لم يكن للمتغير المستقل تأثير فى المتغير التابع، فإن التباين بين المجموعات يعود إلى أخطاء المعاينة، ومن ثم تكون النسبة الفائية تساوى الوحدة تقريباً. أما إذا كان للمتغير المستقل تأثير فى المتغير التابع فإن التباين بين المجموعات يزداد أكثر مما هو متوقع من أخطاء المعاينة، ومن ثم يكون التباين بين المجموعات أكبر من تباين الخطأ (التباين داخل المجموعات) وتزداد قيمة النسبة الفائية عن الوحدة، وعليه فإن قيمة ف تزداد بزيادة تأثير المتغير المستقل (Kiess, 1989: pp 261).

تصميم نموذج تحليل التباين فى اتجاه واحد:

نفترض أن لدينا عينات عشوائية من الحجم (ن) تم اختيارها من (ك) من المجتمعات (ر = ١، ٢، ٣، ...، ك). وسوف نفترض أن المجتمعات التى عددها (ك) مستقلة وتتبع توزيعات طبيعية بمتوسطات $\mu_1, \mu_2, \mu_3, \dots, \mu_k$ وتباين مشترك σ^2 والمطلوب اختبار الفروض التالية:

- الفرض العدمى: $\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \dots = \mu_k$ (لا يوجد اختلافات معنوية بين المجتمعات أو المعالجات).
- ضد الفرض البديل: واحد على الأقل من μ يختلف عن الباقي (يوجد اختلافات معنوية بين المجتمعات أو المعالجات).

وتعتمد فكرة تحليل التباين على النظر إلى العينات المسحوبة من المجتمعات المراد المقارنة بينها على أنها عينة واحدة، ويتم حساب التباين الكلى بين مفرداتها (فى الحقيقة مجموع المربعات الكلى) TSS Total Sum of Square ثم يجرأ هذا التباين إلى جزأين:

- جزء يرجع إلى اختلاف المجتمعات (المجموعات أو المعالجات) عن بعضها البعض، ويسمى مجموع المربعات بين المجتمعات (المجموعات) $\leftarrow (م م ب)$.

(Sum of Square Between Groups \rightarrow SSB)

- جزء آخر يرجع إلى الاختلاف داخل المجموعات، ويسمى مجموع المربعات داخل المجتمعات (المجموعات)، ويسمى أيضاً مجموع مربعات الخطأ $\leftarrow (م م خ)$.

(Sum of Square Within Groups \rightarrow SSE)

أى أن:

مجموع المربعات الكلى = مجموع المربعات بين المجموعات + مجموع المربعات داخل المجموعات.

$$م م ك = م م ب + م م خ \quad (٧-٢)$$

$$TSS = SSB + SSE$$

وبوجه عام لإجراء اختبار تحليل التباين فى اتجاه واحد يلزم إجراء بعض الحسابات،
توضع نتائجها فى جدول يسمى 'جدول تحليل التباين أحادى الاتجاه' One-Way ANOVA Table.
وهذا الجدول هو ما يوضحه الباحثون فى دراستهم أو أبحاثهم التى يعملون على نشرها
فى الدوريات.

(جدول رقم ٧-١)

الشكل العام لجدول تحليل التباين أحادى الاتجاه

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط مجموع المربعات (تقدير للتباين)	قيمة (ف) المحسوبة (المختبر الإحصائى)
بين المجموعات	م م ب	(ك - ١)	$\bar{ع}_١ = \frac{م م ب}{(ك - ١)}$	$\bar{ع}_١ / \bar{ع}_٢$
داخل المجموعات (الخطأ)	م م خ	(ن - ك)	$\bar{ع}_٢ = \frac{م م خ}{(ن - ك)}$	
الكلى	م م ك	(ن - ١)		

ثم نأتى بقيمة ف (الجدولية) من جداول ف (انظر ملاحق الجداول) عند درجات حرية
(ك - ١، ن - ك) واحتمال ($\alpha - ١$) فإذا كانت قيمة النسبة ف (المحسوبة) أكبر من قيمة
ف (الجدولية) نرفض الفرض العدمى وبالتالي يتم قبول الفرض البديل، أما إذا كانت قيمة
ف (المحسوبة) أقل من قيمة ف (الجدولية) فإننا لا نستطيع رفض الفرض العدمى، وهذا
يعنى رفض الفرض البديل.

الشروط (الفروض) التى يستند إليها تحليل التباين أحادى الاتجاه:

يستند تحليل التباين إلى بعض الفروض التى لا تختلف كثيراً عن فروض اختبار ت
فى حالة عينتين مستقلتين، وقد أوضحناها فى الفصل السابق، غير أننا سوف نشير إليها
مرة أخرى فى إطار العينات المتعددة:

١ - استقلالية المجموعات (العينات) موضوع المقارنة:

أى أنها مجموعات غير مترابطة، أى لم يتكرر تطبيق الاختبار على أى منها واعتبار القياس فى المرة الأولى والقياس فى المرة الثانية مجموعات مستقلة، ولا يحتك أفراد المجموعات ببعضهم البعض، ولا حتى يتفاعل الأفراد داخل المجموعة الواحدة أثناء تنفيذ تجربة قياس الظاهرة موضوع الاهتمام. ويمكن أن يتحقق هذا الشرط إذا راعى الباحث العشوائية فى معاينات المجتمعات موضع المقارنة (الدراسة)، وعند تقسيم الأفراد إلى مجموعات تجريبية.

٢ - اعتدالية توزيعات قيم (درجات) المتغير التابع فى المجتمعات موضوع المقارنة (الدراسة):

وتحقق هذا الفرض يتخذ دليلاً على أن متوسط وتباين كل من هذه المجتمعات التى استمدت منها عينات الدراسة مستقلة عن بعضها البعض، بحيث يمكن أن يزداد أو يقل متوسط قيم (درجات) إحدى العينات نتيجة تأثير المعالجة التجريبية دون أن يتأثر تباين هذه القيم (الدرجات). وإذا لم يتحقق هذا الشرط فى البيانات، كأن يكون توزيع قيم (درجات) إحدى العينات ملتوياً، فإن مجموع المربعات داخل المجموعات لا يودى إلى تقدير دقيق لتباين الخطأ الذى يرجع إلى الفروق الفردية فى المجتمع الذى استمدت منه هذه العينة. لذلك ينبغى على الباحث الذى يود استخدام تحليل التباين أن يتحقق من اعتدالية توزيع عينات دراسته. وذلك باستخدام اختبار (كا^٢) فى حالة العينات التى أحجامها أكثر من (٢٠) مفحوصاً للتحقق من اعتدالية التوزيع أو استخدام اختبار كولموجروف - سميرونوف فى حالة العينات التى تحتوى على (٢٠) مفحوصاً فأقل (انظر الفصل الخامس).

وعموماً فقد ذكر Hays فى عام (١٩٨١) أنه لا ينبغى أن نولى هذا الشرط اهتماماً إذا كان حجم كل عينة من العينات موضوع المقارنة كبيراً (أكثر من ٣٠ مفحوصاً)، وذلك استناداً إلى نظرية النزعة المركزية التى أشرنا إليها فى الفصل الرابع (علام، ١٩٩٣م: ٣٠٢ & مراد، ٢٠٠٠م: ٢٠٢).

٢ - تجانس درجات الظاهرة (المتغير التابع) فى المجتمعات موضوع المقارنة، أى أن

$$(\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = \dots = \sigma_j^2)$$

وعدم تحقق هذا الشرط يجعلنا لا نستطيع جمع مربعات انحرافات القيم لكل عينة عن متوسط هذه العينة للحصول على مجموع المربعات داخل المجموعات، وإذا فعلنا ذلك فإن

المجموع في هذه الحالة لا يكون تقديراً دقيقاً لتباين المجتمع، وبالتالي يؤدي إلى تقدير أعلى أو أقل من حقيقته لخطأ التباين الذي يستخدم في مقام النسبة F ، مما يجعل الباحث يخطئ في رفض الفرض العدمي أو قبوله.

غير أن عواقب عدم تحقق هذا الشرط لا تكون ذات أهمية إذا راعى الباحث أن يكون حجم عيناته متساوياً، لذلك ننصح الباحث بأن ينتقى أعداداً متساوية من الأفراد في كل مجموعة من المجموعات موضوع المقارنة بقدر المستطاع (علام، ١٩٩٣م: ٢٠٢). ويجب على الباحث التأكد من تحقيق فرض التجانس خاصة إذا كانت المجموعات محل المقارنة ذات أحجام عينات غير متساوية (Frund & Wilson, 1997).

ولاختبار فرض التجانس اقترح هارتلي Hartley عام ١٩٤٠ طريقة لاختبار التجانس في حالة تساوي أحجام العينات، وهي حساب قيمة F (ف) من قسمة أكبر تباين على أصغر تباين من تباينات العينات (يتم استخراج أو حساب تباين كل عينة على حدة) أي أن قيمة F (المحسوبة) هنا لهذا الاختبار هي (أكبر تباين / أصغر تباين) ثم مقارنة الناتج بتوزيع خاص يسمى F -Max (يوجد جدول يسمى جدول هارتلي) بدرجات حرية (ك، ن - ١) حيث ك تمثل عدد المجموعات، ن حجم أي عينة (يفترض في هذا الاختبار أن جميع العينات موضوع الدراسة متساوية الحجم). فإذا جاءت القيمة المحسوبة من القانون F (المحسوبة) أقل من القيمة الجدولية قيل إن شرط التجانس قد تحقق بين تباين مجتمعات العينات. وقد توصل كوكران Cochran في عام ١٩٤١ إلى اختبار آخر بسيط لفرض التجانس يصلح في حالة ما إذا كانت أحجام العينات متساوية أو غير متساوية، ويعتمد على حساب قيمة المختبر الإحصائي F (المحسوبة) = (التباين الأكبر / مجموع التباينات لجميع العينات) بدرجات حرية (ك، ن - ١). حيث ك تمثل عدد المجموعات، ن عدد أفراد أكبر مجموعة، ثم نرجع إلى جداول خاصة باختبار كوكران بدرجات الحرية المبينة لاستخراج القيمة الجدولية. فإذا جاءت القيمة المحسوبة من القانون F (المحسوبة) أقل من القيمة الجدولية قيل إن شرط التجانس قد تحقق بين تباين مجتمعات العينات.

وقدم بارتلت Bartlett طريقة أخرى لاختبار فرض التجانس لا تشترط تساوي أحجام عينات المجموعات، ولكنها طريقة معقدة (رياضياً) وتعتمد على توزيع χ^2 . وقد توصل كل من كوكس Cox عام ١٩٥٢، وشيفيه Scheffe عام ١٩٥٩ إلى طرق أقل تعقيداً من طريقة بارتلت لاختبار فرض التجانس، إلا أنها ليست سهلة الاستخدام.

وفى النهاية يجب أن ننوه بأن شرط اعتدالية توزيع البيانات فى كل مجموعة من المجموعات له تأثير طفيف فى قيمة F الناتجة من تحليل التباين، ويزول هذا التأثير مع كبر أحجام العينات، وكذا شرط التجانس فى المجموعات من الممكن التغاضى عنه فى حالة تساوى أحجام العينات. إلا أن الأمر محفوف ببعض المخاطر فى حالة العينات الصغيرة وغير المتساوية، ولتجنب هذه المخاطر ننصح الباحث بالاعتماد على أحد الأساليب اللامعلمية (اختبار كروسكال - والاس مثلاً) البديلة لاختبار تحليل التباين أحادى الاتجاه والتي تتعامل مع البيانات الرتبىة (ومن الممكن أن تكون البيانات فئوية أو نسبية) ولا تتطلب هذه الشروط أو الافتراضات. وسوف نعرض لهذه الأساليب فى قسم (٧-٢-٢).

المقارنات المتعددة للمتوسطات : Multiple Comparison of Means

فى اختبار تحليل التباين أحادى الاتجاه إذا وجدنا أن قيمة F دالة إحصائياً بمعنى أننا رفضنا الفرض العدمى القائل بعدم وجود فروق بين المجموعات (طرق التدريب فى مثالنا)، أى توصلنا إلى القول بأن هناك فروقاً جوهرية (معنوية) بين طرق التدريب المختلفة فى تأثيرها فى متوسط الإنتاجية. فى هذه الحالة فإن الباحث عادة لا يتوقف عند هذا الحد، بل يود أن يحدد أى طريقة تدريب أكثر فاعلية، فقيمة F الدالة إحصائياً تخبرنا فقط بأن إحدى طرق التدريب الثلاث على الأقل تختلف عن طريقة أخرى على الأقل، أو أنها جميعاً تختلف عن بعضها البعض. وهذا يتطلب من الباحث إجراء بعض المقارنات بين المتوسطات التى حصل عليها لكى يستخلص أكبر قدر من المعلومات من بيانات دراسته، مثل ما هى أفضل طريقة للتدريب؟ هل هناك طريقتان بين الطرق الثلاث غير مختلفتين؟ ... وهكذا من التساؤلات. هذا الإجراء يسمى بالمقارنات المتعددة للمتوسطات. وتنقسم المقارنات المتعددة إلى قسمين رئيسيين هما المقارنات القبلىة Priori Comparisons والمقارنات البعدىة Post hoc or Posteriori Comparisons وذلك بحسب ما إذا كان الباحث يحدد هذه المقارنات مسبقاً، أى قبل بدء التجربة أو بعد الانتهاء منها.

فمثلاً: إذا أراد الباحث أن يجرى جميع المقارنات الثنائية الممكنة بين متوسطات المجموعات الثلاث، كأن يقارن المجموعة الأولى بالثانية، والأولى بالثالثة، والثانية بالثالثة. أو إذا لم يود أن يحدد مقارناته مقدماً، أى قبل جمع البيانات فإنه يكون بصدد إجراء مقارنات بعدية، وهى الشائعة الاستخدام فى البحوث النفسية والتربوية، حيث إنها تسمح للباحث أن يتفقد بياناته التى أظهر تحليل التباين أن نتائجها دالة إحصائياً.

وهناك من الباحثين من يود قاصداً إجراء المقارنات بين مجموعتين محددين مثل المجموعة الثانية والثالثة، وبين الثالثة والأولى تاركاً مقارنة المجموعتين الأولى والثانية، حينئذ يكون هناك تخطيط قبلي للمقارنات Planned or Appriori Comparisons ويجرى الباحث هذه المقارنات القبلية بغض النظر عن كون قيمة F دالة إحصائياً أم لا، بعكس المقارنات البعدية التي تتطلب أن تكون قيمة F ذات دلالة إحصائية، وربما فكر البعض في عدم أهمية إجراء تحليل التباين في المقارنات القبلية، إلا أنهم يعيدون النظر عندما يعلمون أن المقارنات القبلية تعتمد في حساباتها على التباين داخل المجموعات.

وعلى الرغم من كثرة وتنوع الأساليب الإحصائية التي يمكن أن تستخدم في إجراء المقارنات المتعددة، إلا أننا سوف نركز على المقارنات البعدية فقط، ونتناول أكثر الأساليب شيوعاً في البحوث النفسية والتربوية والتي حازت تأييد علماء الإحصاء. فمن أساليب المقارنات البعدية سنعرض طريقة أقل فرق دال (L.S.D)، وطريقة توكي Tukey، وطريقة شيفيه Scheffe وغيرها من الطرق المستخدمة. وتتراوح هذه الطرق بين التشدد في ضبط الخطأ من النوع الأول مثل طريقة شيفيه وبين التساهل مثل طريقة (L.S.D).

أساليب المقارنات المتعددة البعدية:

تختلف طرق المقارنات المتعددة البعدية باختلاف أسلوبها في ضبط خطأ النوع الأول للمقارنة الواحدة وللدراسة كلها، فهناك اتجاه يرى استخدام قيمة ألفا (α) ثابتة في كل مقارنة من المقارنات الممكنة بين أزواج المتوسطات، ولا يهتم هذا الاتجاه بخطأ الدراسة، وهذا الاتجاه يمثل طريقة (اختبار) أقل فرق دال (L.S.D).

أما الاتجاه الثاني فيرى أن نحدد خطأ التجربة ككل (لجميع المقارنات الممكنة لأزواج المتوسطات) بالقيمة α . ويؤدي هذا إلى تقليل خطأ المقارنة الواحدة كلما زاد عدد المقارنات. وهذا ما تقوم به طريقة توكي Tukey التي أطلق عليها اسم طريقة المقارنات الصادقة Honestly Significant Difference.

الاتجاه الثالث (طريقة شيفيه) Scheffe: يرى تحديد خطأ التجربة ككل لجميع المقارنات الممكنة لأزواج المتوسطات ولأي مقارنات أخرى محتملة بين المتوسطات. كأن نقارن مثلاً متوسط المجموعة الأولى (μ_1) مع متوسطي المجموعتين الثانية والثالثة [$(\mu_2 + \mu_3) / 2$]، ومع متوسطي المجموعتين الثانية والرابعة ... وهكذا. وقد يصل عدد هذه المقارنات إلى عدد كبير جداً قد يكون غير محدود، ولهذا السبب تسمى طريقة شيفيه الطريقة الأكثر

تحفظاً More Conservative من الطرق الأخرى، فهي تضع حداً أعلى لخطأ النوع الأول وهو ألفا (α)، وقد لا تصل الدراسة كلها إلى هذا المستوى المحدد، وبالتالي فإن خطأ النوع الأول للمقارنة الواحدة يقل كثيراً عن طريقة توكي، مما يزيد من قوة اختبار (طريقة) شيفيه عن الطرق الأخرى.

الاتجاه الرابع مرتبط بطريقة بونفروني Bonferroni وتسمى أحياناً طريقة ضن (Dunn, 1961)، وهي تحدد حداً أعلى لخطأ النوع الأول ألفا في الدراسة كلها لكل المقارنات التي يرغب فيها الباحث. بمعنى أن الباحث يحدد أولاً عدد المقارنات التي يرغب فيها ثم يوزع خطأ الدراسة (مثلاً 0.05) على تلك المقارنات. وتعتمد هذه الطريقة على أنه في أي دراسة فإن احتمال خطأ النوع الأول يجب أن يساوي (أو يقل عن) مجموع أخطاء المقارنات كلها.

والاتجاه الخامس يمثل طريقتي المقارنات المتتابة Sequential وهما طريقة نيومان - كولز Newman-Keuls، وطريقة دنكان Duncan وتعتمد الطريقتان على تقسيم المقارنات إلى خطوات متتابة.

أما الاتجاه السادس والآخر فيحدد خطأ الدراسة كلها بمستوى ألفا عند مقارنة مجموعة ضابطة مع عدة مجموعات تجريبية، وهي تعرف باسم طريقة ضنت Dunnett ويكون عدد المقارنات (ك-١) فقط.

اختيار الطريقة المناسبة من طرق المقارنات البعدية المتعددة:

ناقش كثير من العلماء مقارنة الطرق المختلفة للمقارنات البعدية، حيث حاولوا مقارنة تلك الطرق عن طريق حساب مستوى الخطأ من النوع الثاني (β) لكل طريقة على حدة، وتوصلوا إلى وجود فروق في قوة الطرق المختلفة باختلاف تحقيق الافتراضات الأساسية (الاعتدالية والتجانس) خاصة الطرق التي تعتمد على توزيع (ت) وهي: دنكان، ونيومان كولز، وتوكي، وضنت، أما طريقة شيفيه التي تعتمد على توزيع (ف) فإنها لا تتأثر بالحيد عن الافتراضات الأساسية حيث أثبتت الدراسات التي قام بها العلماء السابق الإشارة إليهم أن اختبار (ف) لديه القدرة على الحفاظ على مستوى الخطأ من النوعين الأول والثاني عندما تخالف البيانات الافتراضات الأساسية، وهو ما يعرف في الإحصاء باسم Robustness. أما اختبار (ت) فإنه يعطي قيمة خاطئة إذا ما اختلفت أحجام العينات (بدرجة كبيرة)، أو كان توزيع الدرجات غير معتدل، أو كانت المجموعات غير متجانسة. وعلى العموم نقدم المقترحات التالية التي قد تفيد في اختيار الطريقة المناسبة (مراد، ٢٠٠٠م: ٢٩٤) وهي:

١- تعطى بعض الطرق مستوى عالياً من خطأ النوع الأول أكثر من المطلوب مثل طريقة (ت)، ودنكان، ونيومان كولز. فإذا كان الباحث لا يهتم بمستوى الخطأ من النوع الأول فإنه يستطيع استخدام أى من هذه الطرق الثلاث (ولتكن طريقة دنكان)، أو بمعنى آخر إذا كان الباحث يرغب فى التوصل لأية فروق بين المجموعات فيمكنه استخدام أى من هذه الطرق.

٢- إذا كان حجم المجموعة أكبر من (١٥) فيمكن الاختيار بين طريقتى توكى وشيفيه وذلك لأن مستوى الخطأ من النوع الثانى فيهما متقارب. وقد أوصى شيفيه نفسه فى عام ١٩٥٩ باستخدام طريقة توكى فى حالة عدم وجود فروق دالة من طريقة شيفيه، ذلك لأن طريقة شيفيه متحفظة أكثر من اللازم.

٣- إذا كان حجم المجموعة أكبر من (٢٠) وكانت عدد المقارنات المطلوب إجراؤها بين المتوسطات أقل من عدد المقارنات الممكنة [ك (١ - ٢)] فيفضل استخدام طريقة بونفرونى؛ لأنها أكثر قوة فى هذه الحالة من طريقتى توكى وشيفيه.

٤- يفضل استخدام طريقتى توكى وشيفيه فى حالة الحيد عن الافتراضات الأساسية (الاعتدالية والتجانس) أو عدم تساوى أحجام العينات المسحوبة من المجموعات، إلا إذا كانت أحجام العينات غير متساوية وكان تباين المجموعة الصغيرة أكبر من تباين المجموعة الكبيرة، عندئذ فلا توجد طريقة تصلح للمقارنات المتعددة.

وسوف نتعرف من خلال الحاسب (برنامج SPSS) على كيفية إجراء هذا الاختبار بكل أبعاده السابق الحديث عنها، وكيفية قراءة وتفسير النتائج، وذلك من خلال المثال التالى:

مثال (٧-١) فى ملف بيانات (المتغيرات الأولية)، اختبر ما إذا كان متوسط الدخل يختلف باختلاف الحالة الاجتماعية فى المجتمع الذى سحبت منه هذه العينة، وذلك بافتراض أن مستوى المعنوية (٥٪)، ثم علق على جميع النتائج التى تحصل عليها من مخرجات البرنامج.

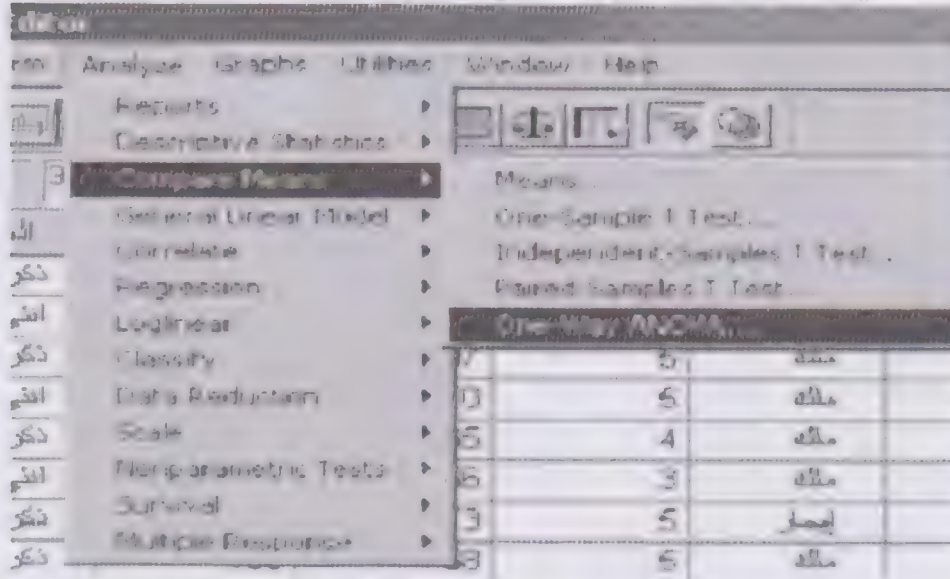
الحل

يتضح من المثال أن السؤال البحثى يتعلق بمقارنة متوسطات عدة مجتمعات (مجموعات) مستقلة، ومستوى قياس المتغير التابع (الدخل) نسبى، وبالتالي فإن الاختبار المناسب هو One-Way ANOVA، ولتوضيح كيفية تنفيذ هذا الاختبار من خلال برنامج SPSS نتبع ما يلى:

- نفتح ملف البيانات المطلوب، ثم من قائمة Analyze نختار الأمر Compare Means ثم نختار الأمر One-Way ANOVA كما هو موضح في الشكل التالي.

(شكل رقم ٧-١)

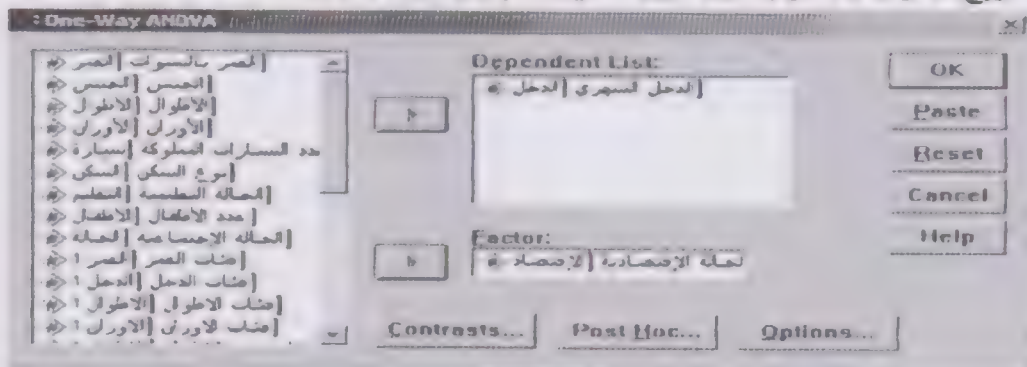
اختيار الأمر جدول تحليل التباين في اتجاه واحد One-Way ANOVA



- نختار المتغير التابع (الدخل) من قائمة المتغيرات ونقوم بنقله إلى المستطيل المعنون بـ Dependent List: ثم نقوم بنقل المتغير المستقل أو العامل (الحالة الاقتصادية) إلى المستطيل المعنون بـ Factor انظر الشكل التالي:

(شكل رقم ٧-٢)

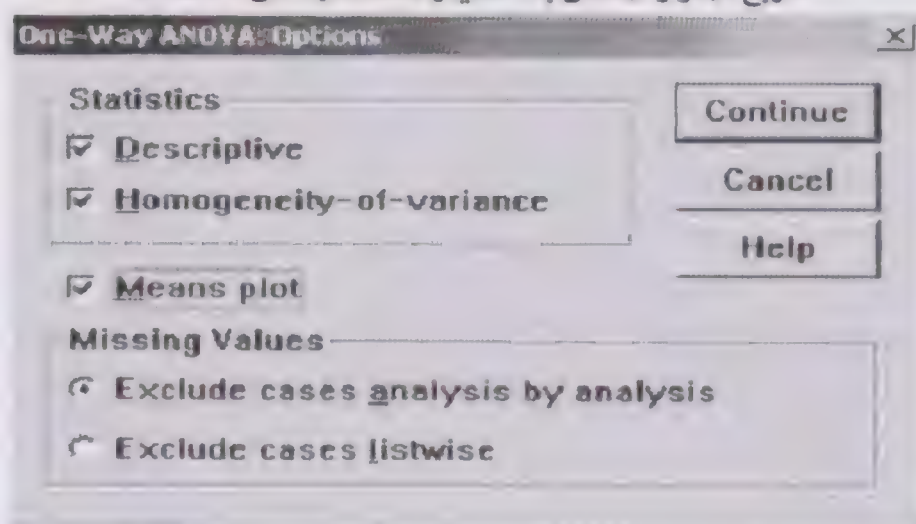
مربع الحوار الخاص بأمر جدول تحليل التباين في اتجاه واحد One-Way ANOVA



- في الصندوق الحوارى السابق، نقوم بالنقر على الأمر Options لاختيار ما نراه ملائماً من الخيارات المتاحة التالية:
- الحصول على الإحصاءات الوصفية Descriptive الوسط الحسابى، الانحراف المعياري، فترة ثقة للوسط الحسابى فى المجتمع، (٠.٠٠) للمتغير التابع عند كل فئة من فئات المتغير المستقل (مجموعات المقارنة).
- فحص تماثل تباين المجتمعات، أو ما يسمى اختبار التجانس Homogeneity-of-variance.
- الرسم البياني للمتوسطات Means plot.
- إلى جانب تحديد أسلوب التعامل مع القيم المفقودة، انظر الشكل التالى:

(شكل رقم ٧-٣)

مربع الحوار الخاص بالاختيارات Options فى ANOVA



- فى الصندوق الحوارى السابق، وبعد تحديد ما نريد، نقوم بالنقر على الأمر Continue لنعود مرة أخرى للصندوق الأصلي. ثم ننقر على الأمر Post Hoc فيظهر لنا الصندوق الحوارى الخاص بـ Post Hoc Multiple Comparisons الذى نختار منه الاختبار الملائم للمقارنات المتعددة. ويلاحظ أن هناك مجموعتين من الاختبارات البعدية، المجموعة الأولى (العلوية) وتشترط تجانس التباين لمجموعات المتغير العاظمى (مجموعات المقارنة) Equal Variances Assumed وعادة ما يفضل الباحث اختبار شيفيه Scheffe أو توكى Tukey، بينما المجموعة الثانية (السفلية) لا تشترط تجانس التباين لمجموعات المتغير العاظمى

(مجموعات المقارنة) Equal Variances Not Assumed وعادة ما يفضل الباحث هنا اختبار دانت Dunnett's C ، كما يحدد الباحث في هذا الصندوق مستوى المعنوية المرغوب، انظر الشكل التالي

(شكل رقم ٧-٤)

مربع الحوار الخاص بالمقارنات البعدية المتعددة Post Hoc Multiple Comparisons في ANOVA

The screenshot shows the 'One-Way ANOVA: Post Hoc Multiple Comparisons' dialog box. Under 'Equal Variances Assumed', the 'Dunnett' checkbox is checked. Under 'Equal Variances Not Assumed', the 'Dunnett's C' checkbox is checked. The 'Significance level' is set to .05. The 'Continue', 'Cancel', and 'Help' buttons are visible at the bottom.

- في الصندوق الحوارى السابق، وبعد تحديد ما نريد، نقوم بالنقر على الأمر Continue لنعود مرة أخرى للصندوق الأسمى، ثم ننقر على الأمر OK للتنفيذ، فنحصل على النتائج التالية:

١- الجدول التالى (جدول ٧-٢) يتحدد فيه الإحصاءات الوصفية التالية:

- اسم المتغير التابع (الدخل الشهري)، والأوجه المختلفة للمتغير المستقل الاسمى (المتغير العامل) الذى يقسم العينة الكلية إلى عدة مجموعات (٤ مجموعات هنا) وهو هنا متغير الحالة الاقتصادية، والمجموعات هى: ممتازة (١)، جيدة (٢)، متوسطة (٣)، سيئة (٤).
- عدد الحالات N: بمعنى أن حجم العينة الأولى (الحالة الاقتصادية الممتازة) $N = ١٧$ ، وحجم العينة الثانية (الحالة الاقتصادية الجيدة) $N = ١٥$ ، حجم العينة الثالثة (الحالة الاقتصادية المتوسطة) $N = ١٢$ ، وأخيراً حجم العينة الرابعة (السيئة) $N = ٦$.

- الوسط الحسابي في العينة Mean: بمعنى أن الوسط الحسابي للدخل في العينة الأولى (الأفراد الذين يتمتعون بحالة اقتصادية ممتازة) $\bar{X}_1 = 12716.53$ ، والوسط الحسابي للدخل في عينة الأفراد الذين يتمتعون بحالة اقتصادية جيدة $\bar{X}_2 = 11391.87$ ، والوسط الحسابي للدخل في عينة الأفراد الذين يتمتعون بحالة متوسطة $\bar{X}_3 = 8952.00$ ، والوسط الحسابي للدخل في عينة الأفراد الذين يتمتعون بحالة اقتصادية سيئة $\bar{X}_4 = 6332.33$.

- الانحراف المعياري في العينة Std. Deviation: بمعنى أن الانحراف المعياري للدخل للأفراد الذين يتمتعون بحالة اقتصادية ممتازة $E_1 = 1796.18$ ، والانحراف المعياري للدخل للأفراد الذين يتمتعون بحالة اقتصادية جيدة $E_2 = 2145.49$ ، والانحراف المعياري للدخل للأفراد الذين يتمتعون بحالة اقتصادية متوسطة $E_3 = 3259.11$ ، والانحراف المعياري للدخل للأفراد الذين يتمتعون بحالة اقتصادية سيئة $E_4 = 464.71$.

- الخطأ المعياري للوسط الحسابي في العينة Std. Error Mean: أو ما يسمى بخطأ التقدير، وهو عبارة عن خارج قسمة الانحراف المعياري في العينة على الجذر التربيعي لحجم العينة، وذلك لكل عينة على حدة، وكانت قيمته على التوالي كما يلي: (435.64) للأفراد الذين يتمتعون بحالة ممتازة، (553.96) للأفراد الذين يتمتعون بحالة جيدة، (940.82) للأفراد الذين يتمتعون بحالة متوسطة، (464.71) للأفراد الذين يتمتعون بحالة سيئة.

- فترة ثقة (95%) لمتوسط المجتمع (95% Confidence Interval for Mean) وذلك لكل مجتمع (مجموعة) على حدة، فمثلاً للأفراد الذين يتمتعون بحالة ممتازة نجد أن فترة الثقة هنا تعني أن متوسط دخل الأفراد الذين يتمتعون بحالة ممتازة في المجتمع الذي سحبت منه العينة يتراوح ما بين (12793.02 - 14660.04) ريال، وهكذا بالنسبة لباقي المجموعات الأخرى.

- أصغر قيمة Minimum وأكبر قيمة Maximum وذلك لكل مجتمع (مجموعة) على حدة، فمثلاً للأفراد الذين يتمتعون بحالة اقتصادية جيدة نجد أن أصغر دخل كان (10214)، وأكبر دخل كان (16301)، وهكذا بالنسبة لباقي المجموعات الأخرى.

(جدول رقم ٧-٢)

ملخص الإحصاءات الوصفية لمتغير الدخل عند كل فئة من فئات الحالة الاقتصادية

Descriptives

الدخل الشهري

	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error	95% Confidence Interval for Mean		Minimum	Maximum
					Lower Bound	Upper Bound		
ممتازة 1	17	13716.53	1796.18	435.64	12793.02	14640.04	10214	16301
جيدة 2	15	11391.87	2145.49	553.96	10203.73	12580.00	7115	15679
متوسطة 3	12	8952.00	3259.11	940.82	6881.26	11022.74	5245	16067
سيئة 4	6	6332.33	1138.30	464.71	5137.76	7526.91	5037	7663
Total	50	10989.54	3344.77	473.02	10038.97	11940.11	5037	16301

٢- الجدول التالي (جدول ٧-٣) يحتوى على نتيجة اختبار ليفين للتجانس Levene's Test

for Homogeneity of Variances وهو من الشروط المهمة التي يجب أن تتحقق لتطبيق تحليل التباين، وفي الجدول نجد اسم المتغير التابع (الدخل الشهري)، والفرض العدمي هنا أن هناك تجانساً والفرض البديل أنه لا يوجد تجانس. ويتم رفض الفرض العدمي إذا كانت قيمة مستوى المعنوية الحقيقي Sig. أقل من مستوى المعنوية الاسمي المحدد مسبقاً من الباحث، وحيث إن قيمة مستوى المعنوية الحقيقي هنا في هذا المثال Sig. = 0.219 وهي أكبر من مستوى المعنوية $\alpha = 0.05$ فإننا لا نستطيع رفض الفرض العدمي، وبالتالي نقبله. أي أننا نقبل أن هناك تجانساً وبالتالي نستطيع الاستمرار في إجراء الاختبار. أما إذا رفضنا الفرض العدمي وقبلنا البديل، أي رفضنا أن هناك تجانساً بمعنى أن هناك عدم تجانس، فإننا نكتفى فقط بإجراء المقارنات البعدية الموجودة في الجزء السفلي الخاص بحالة عدم تساوي التباينات.

(جدول رقم ٧-٣)

نتيجة اختبار ليفين للتجانس

Test of Homogeneity of Variances

الدخل الشهري

Levene Statistic	df1	df2	Sig.
1.530	3	46	.219

٢- أما جدول (٧-٤) فيحتوى على نتائج اختبار تحليل التباين الخاص بالفرضية الصفرية القائلة بعدم وجود فرق معنوى بين المجموعات محل المقارنة [تساوى متوسط الدخل للأفراد الذين يتمتعون بحالة اقتصادية ممتازة (م)، والذين يتمتعون بحالة جيدة (م)، والذين يتمتعون بحالة متوسطة (م) والذين يتمتعون بحالة سيئة (م)] ضد الفرض البديل القائل بوجود فرق، واختبار ذلك ننظر إلى مستوى المعنوية الحقيقى، وهو محسوب هنا لاختبار من طرفين، ويرمز له بالرمز $\text{Sig.}=0.000$ وهو يقل هنا عن مستوى المعنوية الاسمى المحدد مسبقاً من الباحث ($\alpha = 0.05$) وبالتالي فإننا نرفض الفرض العدمى القائل بأنه لا يوجد فرق معنوى بين المجموعات محل المقارنة من حيث الدخل الشهري، أى أننا نقبل الفرض البديل بوجود فرق معنوى فى متوسط الدخل بين المجموعات محل المقارنة، وبالتالي سنستمر فى إجراء المقارنات البعدية المتعددة بين كل زوجين من المجموعات محل المقارنة. أما إذا كنا قبلنا الفرض العدمى (أى قبلنا عدم وجود فرق معنوى بين المجموعات) فإن الاختبار كان سوف ينتهى عند هذه الخطوة ولا داعى لإجراء اختبارات المقارنات المتعددة. كما يلاحظ على نتائج جدول ANOVA من اليسار أول عمود يحتوى على مصدر التباين (بين المجموعات، داخل المجموعات، الكلى)، أما العمود الثانى فيحتوى على مجموع المربعات الخاصة بكل من: بين المجموعات، داخل المجموعات، الكلى، كذلك العمود الثالث يحتوى على درجات الحرية لكل منهما، والعمود الرابع يحتوى على متوسط مجموع المربعات، وهو خارج قسمة مجموع المربعات على درجات الحرية، ثم العمود الخاص بالنسبة ف، وهى خارج قسمة متوسط مجموع المربعات الخاص ب بين المجموعات على متوسط مجموع المربعات الخاص ب داخل المجموعات.

(جدول رقم ٧-٤)

نتائج اختبار تحليل التباين لدراسة الفروق بين المجموعات المختلفة من حيث الدخل الشهري
ANOVA

الدخل الدخل الشهري

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	3.09E+08	3	1029347682.4	19.780	.000
Within Groups	2.39E+08	46	5203961.550		
Total	5.48E+08	49			

(جدول رقم ٥-٧)

نتائج بعض الاختبارات البعدية Post Hoc Tests للمقارنة بين متوسط الدخل الشهري
بين كل مجموعتين على حدة
Multiple Comparisons

Dependent Variable: الدخل الشهري

الاقتصاد الحالة الاقتصادية (أ)			Mean Difference (I,J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval	
						Lower Bound	Upper Bound
Schette	ممتازة 1	جيدة 2	2324.66	808.11	.053	-20.33	4669.66
		متوسطة 3	4764.53*	860.10	.000	2268.67	7260.39
		سيئة 4	7384.20*	1083.26	.000	4240.79	10527.60
	جيدة 2	ممتازة 1	-2324.66	808.11	.053	-4669.66	20.33
		متوسطة 3	2439.87	883.51	.068	-123.92	5003.66
		سيئة 4	5059.53*	1101.93	.001	1861.92	8257.14
	متوسطة 3	ممتازة 1	-4764.53*	860.10	.000	-7260.39	-2268.67
		جيدة 2	-2439.87	883.51	.068	-5003.66	123.92
		سيئة 4	2619.67	1140.61	.168	-690.17	5929.51
Dunnett C	ممتازة 1	جيدة 2	2324.66*	808.11		288.54	4360.79
		متوسطة 3	4764.53*	860.10		1671.42	7857.64
		سيئة 4	7384.20*	1083.26		5280.75	9487.64
	جيدة 2	ممتازة 1	-2324.66*	808.11		-4360.79	-288.54
		متوسطة 3	2439.87	883.51		817.04	5696.77
		سيئة 4	5059.53*	1101.93		2723.90	7395.17
	متوسطة 3	ممتازة 1	-4764.53*	860.10		-7857.64	-1671.42
		جيدة 2	-2439.87	883.51		-5696.77	817.04
		سيئة 4	2619.67	1140.61		-678.41	5917.75
سيئة 4	ممتازة 1	-7384.20*	1083.26		-9487.64	-5280.75	
	جيدة 2	-5059.53*	1101.93		-7395.17	-2723.90	
	متوسطة 3	-2619.67	1140.61		-5917.75	678.41	

* The mean difference is significant at the .05 level.

Homogeneous Subsets

الدخل الدخل الشهري

الاقتصاد الحالة الاقتصادية	N	Subset for alpha = .05			
		1	2	3	4
Tukey B ^{a1} سينة 4	6	6332.33			
متوسطة 3	12		8952.00		
جيدة 2	15			11391.87	
ممتازة 1	17				13716.53
Scheffe ^{a,b} سينة 4	6	6332.33			
متوسطة 3	12	8952.00	8952.00		
جيدة 2	15		11391.87	11391.87	
ممتازة 1	17			13716.53	
Sig.		.086	.123	.152	

Means for groups in homogeneous subsets are displayed.

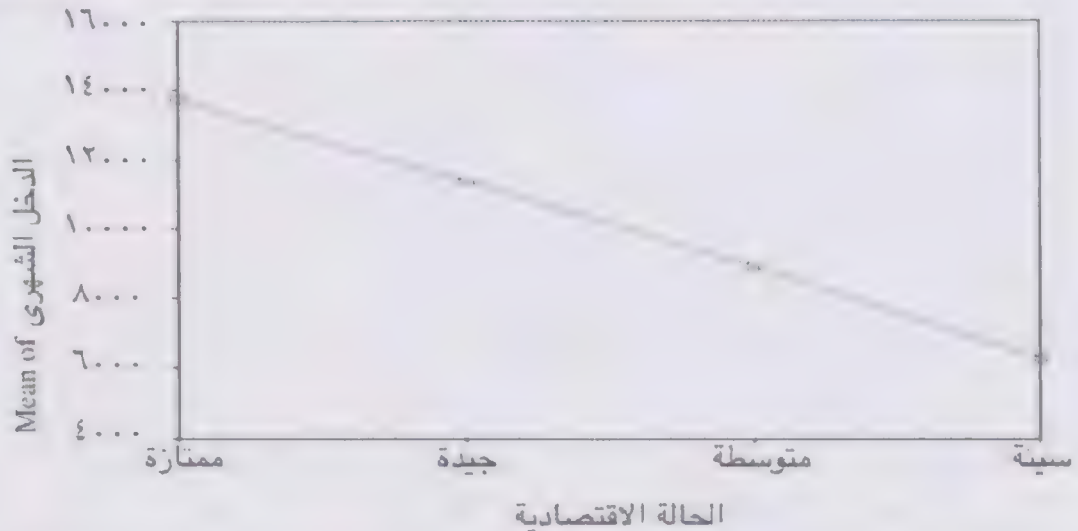
a. Uses Harmonic Mean Sample Size = 10.653.

b. The group sizes are unequal. The harmonic mean of the group sizes is used. Type I error levels are not guaranteed.

(شكل رقم ٥-٧)

الرسم البياني لمتوسطات الدخل الشهري (المتغير التابع) عند كل فئة من فئات الحالة الاقتصادية (المتغير المستقل)

Means Plots



مقاييس قوة العلاقة في تحليل التباين بين المتغير المستقل والمتغير التابع:

من الملاحظ أن بعض الباحثين يعتمدون في تقرير نتائجهم على الدلالة الإحصائية للنسبة F دون محاولة الكشف عن مقدار العلاقة القائمة بين المتغيرين، وتصبح هناك مغالاة في تفسير النتائج اعتماداً على دلالة قيمة F على الرغم من أنه ربما لا تكون لها قيمة من الناحية التطبيقية أو العملية. ولذلك إذا وجد الباحث أن قيمة النسبة F دالة إحصائياً، فمعنى ذلك أن المتغير المستقل (وهو طرق التدريب في مثالنا) له تأثير غير صفري في المتغير التابع (إنتاج الموظف في مثالنا) ولكنه لا يدل على حجم التأثير أو درجة العلاقة بين المتغيرين. وربما كانت دلالة F إحصائياً لا تعنى وجود علاقة قوية بين المتغيرين، وبالتالي يفضل تحديد قوة هذه العلاقة. ففي اختبار t لعينتين مستقلتين استخدمنا معامل الارتباط الثنائي المتسلسل، ولكن في حالة العينات المتعددة سوف نستخدم معاملًا يرمز له بالرمز (ϵ) وتقرأ (إيسلون) حيث (علام، ١٩٩٣م: ٣٠١):

$$\epsilon = \text{جذر} \left\{ \frac{(F - 1) \times \text{درجات الحرية بين المجموعات}}{(F - 1) \times \text{درجات الحرية بين المجموعات} + \text{درجات الحرية داخل المجموعات}} \right\} \quad (7-3)$$

وفي المثال التطبيقي السابق كانت قيمة F (المحسوبة) = (١٩.٧٨٠)، درجات الحرية بين المجموعات كانت = ٣، درجات الحرية داخل المجموعات كانت = ٤٦، وبالتالي فإن معامل الارتباط يكون:

$$\epsilon = \text{جذر} \left\{ \frac{3 \times (1 - 19.780)}{46 + (3 \times 19.780)} \right\}$$

وبالتالي فإن $\epsilon = 0.73$.

وهذه القيمة تدل على أن العلاقة بين الدخل والحالة الاقتصادية دالة عند نفس المستوى (٠.٠٥) ولكنها قوية بدرجة كبيرة.

ومن غير الصحيح ظن بعض الباحثين أن دلالة قيمة F تعنى أن للمتغير المستقل (وهو الحالة الاقتصادية في مثالنا) تأثيراً قوياً، أو أن التأثير يكون أقوى عند مستوى دلالة

معنوية (٠.٠١) عنه في حالة مستوى الدلالة (٠.٠٥) ولكن المناسب حساب مقدار العلاقة بين المتغيرين كما أوضحنا. ويرجع خطأ هذه التفسيرات إلى أن قيمة النسبة F المحسوبة تتأثر بعوامل أخرى غير تأثير المتغير المستقل في التصميم التجريبي، فكلما زاد حجم العينات زادت قيمة F المحسوبة، على الرغم من ثبات تأثير المتغير المستقل. ولذلك يفضل تحديد مقدار هذا التأثير، أو قوة العلاقة بين المتغير التابع والمتغير المستقل، باستخدام معامل الارتباط السابق ذكره (الشربيني، ١٩٩٥م؛ ص: ١٧٩ & علام، ١٩٩٣م؛ ص: ٢٠٢).

وهناك مقياس آخر يستخدم لتفسير قوة العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع يعتمد على الكشف عن مقدار التباين في قيم (درجات) المتغير التابع الذي يعزى إلى المتغير المستقل. ويستخدم لذلك الصورة التالية:

$$R^2 = \text{مجموع المربعات بين المجموعات} / \text{مجموع المربعات الكلي} \quad (٧-٤)$$

حيث R^2 هي التباين المفسر وتقرأ (أوميغا تربيع). ففي المثال السابق كان مجموع المربعات بين المجموعات = (٣٠٩٠٠٠٠٠)، ومجموع المربعات الكلي كان = (٥٤٨٠٠٠٠٠) وبالتالي فإن $R^2 = (٣٠٩٠٠٠٠٠ / ٥٤٨٠٠٠٠٠) \times ١٠٠ = ٥٦.٣٩\%$. ومن ذلك نقول إن (٥٦.٣٩%) من التباين في المتغير التابع (الدخل) يعزى لكون العينات من حالة اقتصادية مختلفة.

وبوجه عام يمكن أخذ القيم التالية في الاعتبار عند مناقشة قيمة التباين المفسر (الشربيني، ١٩٩٥م؛ ص: ١٨٠):

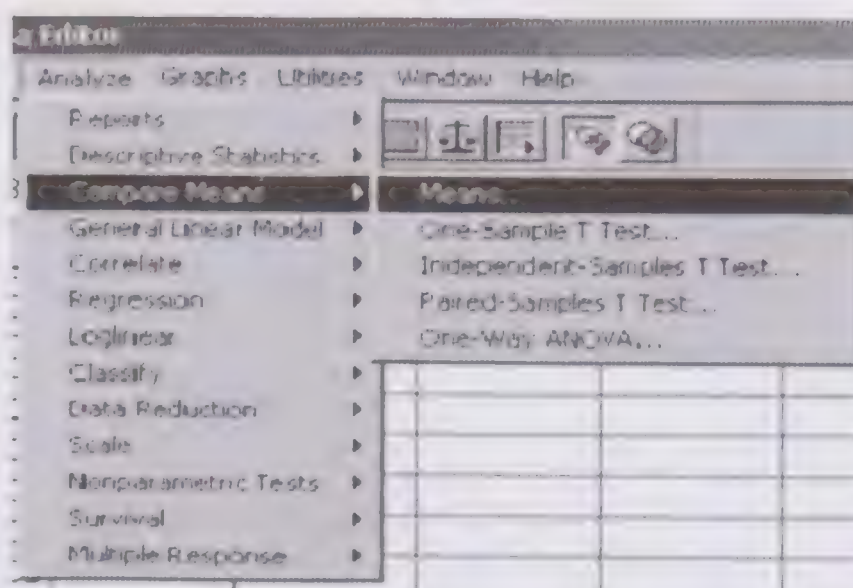
- (٦٠%) فأكثر يعنى أثراً مرتفعاً جداً للمتغير المستقل.
- من (٥٠%) إلى أقل من (٦٠%) يعنى أثراً مرتفعاً للمتغير المستقل.
- من (٤٠%) إلى أقل من (٥٠%) يعنى أثراً فوق المتوسط للمتغير المستقل.
- من (٣٠%) إلى أقل من (٤٠%) يعنى أثراً متوسطاً للمتغير المستقل.
- من (٢٠%) إلى أقل من (٣٠%) يعنى أثراً أقل من المتوسط للمتغير المستقل.
- من (١٠%) إلى أقل من (٢٠%) يعنى أثراً منخفضاً للمتغير المستقل.
- أقل من (١٠%) يعنى أثراً منخفضاً جداً للمتغير المستقل.

ويذكر Ferguson and Takan أنه بأخذ الجذر التربيعي للقانون السابق نحصل على ما يسمى بنسبة الارتباط Correlation Ratio ويرمز له بالرمز (η) وتقرأ إيتا (eta) وهو

يستخدم لقياس قوة الترابط بين المتغيرين، بمعنى ما إذا كانت العلاقة قوية (أكبر من ٠.٦٠) أم ضعيفة (أقل من ٠.٥٠) أم متوسطة (من ٠.٥٠ إلى ٠.٦٠). ففي المثال السابق نجد أن $\eta = \sqrt{0.5639} = 0.75$ (وهي تقريباً نفس قيمة إيبسلون) مما يدل على قوة العلاقة بين المتغيرين.

ملحوظة مهمة: من الممكن تنفيذ اختبار تحليل التباين في اتجاه واحد (بدون المقارنات المتعددة)، مع إمكانية الحصول على قيمة معامل الارتباط إيتا (eta)، ومربعه (أوميغا تربيع)، بطريقة أخرى من خلال برنامج SPSS باختيار الأمر الفرعي Means من قائمة أوامر Compare Means، انظر الشكل التالي:

(شكل رقم ٦-٧)
اختيار الأمر المتوسطات Means



مثال (٦-٧) لمعرفة ما إذا كان هناك فروق جوهرية بين إنتاجية العمال في كل من القطاع العام وقطاع الأعمال والقطاع الأهلى (الخاص)، اختيرت عينة عشوائية من عمال كل قطاع حجم كل منهما على التوالى (٥)، (٦)، (٨) عمال ورصدت إنتاجية كل منهم (بالوحدة) وكانت كالتالى:

(جدول رقم ٦-٧)
إنتاجية العامل في القطاعات المختلفة

القطاع العام	قطاع الأعمال	القطاع الخاص
١٢٥	١٣٧	١٥١
١٣١	١٣٠	١٤١
١٢٧	١٢٢	١٥٧
١٢٠	١٣٨	١٤٣
١٣٦	١٥٥	١٤٧
	١٤٠	١٥٠
		١٤٩
		١٣٥

هل ترى أن هناك فرقاً جوهرياً بين مستوى الأداء في القطاعات الثلاثة. استخدم مستوى معنوية (٧٥٪).

الحل

يتضح من المثال أن السؤال البحثي يتعلق بمقارنة متوسطات عدة مجتمعات (مجموعات) مستقلة، ومستوى قياس المتغير التابع (الإنتاجية) نسبي، وبالتالي فإن الاختبار المناسب هو One-Way ANOVA، ولتوضيح كيفية تنفيذ هذا الاختبار من خلال الأمر الفرعي Means من قائمة أوامر Compare Means نتبع ما يلي:

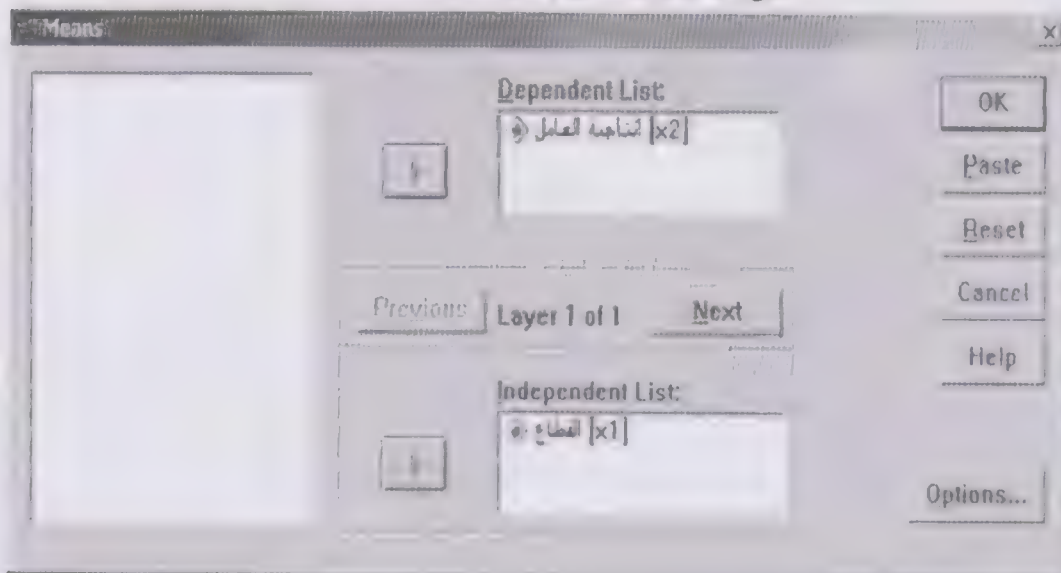
- بما أن البيانات ليست موجودة في ملف بيانات جاهزة، فإن أولى الخطوات هي إدخال البيانات إلى شاشة المحرر (كما سبق أن أوضحنا في الفصل الأول) في متغيرين الأول وهو المتغير المستقل Independent (ثلاثي التقسيم) الذي يقسم العينة الكلية إلى ثلاث مجموعات حسب القطاعات (في هذا المثال) لذلك سوف نقوم بتسميته باسم القطاع وياخذ الرقم ١ للتعبير عن المجموعة الأولى (القطاع العام) والرقم ٢ للتعبير عن المجموعة الثانية (قطاع الأعمال)، والرقم ٣ للتعبير عن المجموعة الثالثة (القطاع

الخاص). والمتغير الآخر وهو المتغير التابع Dependent ويوضح قيمة إنتاجية العامل وهو متغير كمي، ثم يتم حفظ البيانات في ملف اسمه "الإنتاجية".

- نختار المتغير التابع (الإنتاجية) من قائمة المتغيرات ونقوم بنقله إلى المستطيل المعنون بـ Dependent List: ثم نقوم بنقل المتغير المستقل (القطاع) إلى المستطيل المعنون بـ Independent List: انظر الشكل التالي:

(شكل رقم ٧-٧)

مربع الحوار الخاص بأمر المتوسطات Means



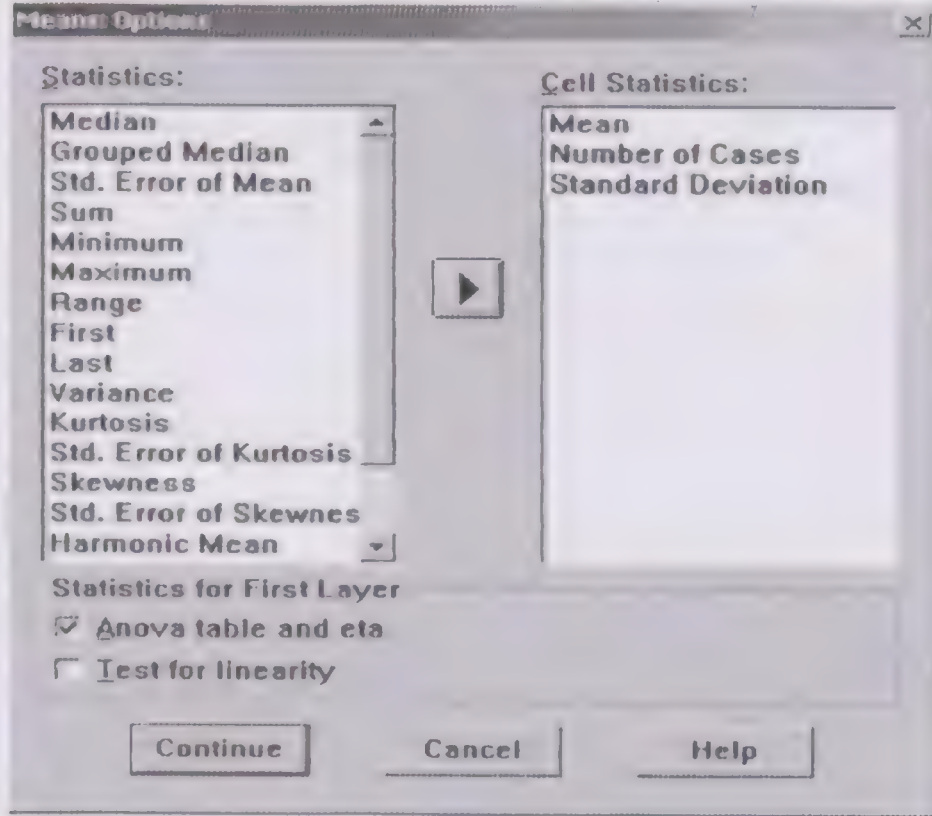
- في الصندوق الحواري السابق، نقوم بالنقر على الأمر Options لاختيار ما نراه ملائماً من الخيارات المتاحة التالية:

- الحصول على بعض الإحصاءات الوصفية (الوسط الحسابي، الانحراف المعياري، الوسط الهندسي، الوسط التوافقي، الالتواء، التفرطح، ...) للمتغير التابع عند كل فئة من فئات المتغير المستقل (مجموعات المقارنة). ويتم ذلك باختيار ما نريد من هذه الإحصاءات من المستطيل المعنون بـ Statistics ونقله إلى المستطيل المعنون بـ Cell Statistics.

- في مستطيل Statistics for First Layer نقوم بالنقر (التأشير) على اختيار Anova table and eta وذلك للحصول على جدول تحليل التباين في اتجاه واحد، مع قيمة معامل ارتباط إيتا ومربعه.

(شكل رقم ٧-٨)

مربع الحوار الخاص بالاختيارات Options ضمن أمر المتوسطات Means



- في الصندوق الحوارى السابق، وبعد تحديد ما نريد، نقوم بالنقر على الأمر Continue لنعود مرة أخرى للصندوق الأسمى. ثم ننقر على الأمر OK للتنفيذ، فنحصل على النتائج التالية:

Means

١ - الجدول التالى (جدول ٧-٧) يتحدد فيه الإحصاءات الوصفية التى تم اختيارها (الوسط الحسابى، الانحراف المعياري، عدد الحالات) للمتغير التابع (الإنتاجية) عند كل فئة من فئات المتغير المستقل (القطاعات). فمثلاً: نجد أن عدد الحالات المختارة (حجم العينة) من العاملين فى القطاع العام كان (٥) حالات، وكان متوسط إنتاجية العامل فى هذا القطاع هو (١٢٧.٨) وحدة، بانحراف معيارى (٦٠.٠٦) وحدة، وهكذا بالنسبة لباقي القطاعات.

(جدول رقم ٧-٧)

ملخص الإحصاءات الوصفية لمتغير إنتاجية العامل في كل قطاع من القطاعات
Report

إنتاجية العامل X2

X1 القطاع	Mean	N	Std. Deviation
1.00 القطاع العام	126.8000	5	6.0581
2.00 قطاع الأعمال	137.0000	6	11.0272
3.00 القطاع الأهلى (الخاص)	146.6250	8	6.8020
Total	138.6316	19	11.0364

٢ - أما الجدول التالى (٧-٨) فيحتوى على نتائج اختبار تحليل التباين الخاص بالفرضية الصفريّة القائلة بعدم وجود فرق معنوى بين القطاعات محل المقارنة [تساوى متوسط إنتاجية العامل فى القطاع العام (م)، وفى قطاع الأعمال (م)، وفى القطاع الخاص (م)] ضد الفرض البديل القائل بوجود فرق، واختبار ذلك ننظر إلى مستوى المعنوية الحقيقى، وهو محسوب هنا لاختبار من طرفين، ويرمز له بالرمز $\text{Sig.} = 0.003$ وهو يقل هنا عن مستوى المعنوية الاسمى المحدد مسبقاً من الباحث ($\alpha = 0.05$) وبالتالي فإننا نرفض الفرض العدمى القائل بأنه لا يوجد فرق معنوى بين القطاعات محل المقارنة من حيث إنتاجية العامل، أى أننا نقبل الفرض البديل بوجود فرق معنوى فى متوسط الإنتاجية بين القطاعات محل المقارنة.

(جدول رقم ٧-٨)

نتائج اختبار تحليل التباين للمقارنة بين متوسط إنتاجية العامل فى كل قطاع من القطاعات
ANOVA Table

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups (Combined)	1113.746	2	556.873	8.260	.003
Within Groups	1078.675	16	67.417		
Total	2192.421	18			

٢- أما جدول (٧-٩) فيحتوى على نتائج معامل ارتباط إيتا $Eta = 0.713$ (التي تدل على أن العلاقة بين الإنتاجية والقطاع هي علاقة قوية)، وقيمة مربع معامل ارتباط إيتا أو ما يسمى (أوميغا تربيع) $Eta Squared = 0.51$ (وهذا يعنى أن ٥١٪ من التباين فى الإنتاجية يعزى لكون العينات من قطاعات مختلفة، أو بمعنى آخر، المتغير المستقل يؤثر تأثيراً مرتفعاً فى المتغير التابع).

(جدول رقم ٧-٩)
قيمة معامل ارتباط إيتا ومربعها
Measures of Association

	Eta	Eta Squared
قطاع X1 * إنتاجية العامل X2	.713	.508

(٧-٢-٢) الأساليب اللامعلمية:

عرضنا فى القسم السابق بعض الطرق (الأساليب) المعلمية الأساسية التى تعتمد على أسلوب تحليل التباين للمقارنة بين المتوسطات الحسابية لعدة مجتمعات (مجموعات) مستقلة، وقد اتضح لنا أن هذه الأساليب تستند إلى بعض الشروط التى ينبغى توافرها وفى مقدمتها افتراض اعتدالية توزيع قيم المتغير التابع فى المجتمع الأصلي الذى سحبت منه العينات المستقلة، كما ينبغى أن يكون مستوى قياس المتغير التابع من المستوى الفترى على الأقل. غير أن الباحث يتعامل فى كثير من الأحيان مع متغيرات لا تعلق إلى المستوى الفترى بل تكون عادة من المستويين الرتبى والاسمى، وأحياناً أخرى يقوم الباحث بجمع بيانات من المستوى الفترى، ولكن التوزيع الأساسى للمجتمع غير معروف أو غير اعتدالى (أى لا تحقق متطلبات أسلوب تحليل التباين). فعندئذ يحتاج الباحث إلى أساليب لا معلمية مناسبة يستطيع استخدامها فى المقارنة بين عدة عينات مستقلة. وهناك أنواع عديدة من الأساليب اللامعلمية تصلح لهذا الغرض، فمنها ما يختص بالمقارنة بين المجموعات ذات البيانات الاسمية، ومنها ما يختص بالمجموعات ذات البيانات الرتبية. وأحياناً حتى البيانات الفاصلة والنسبية. وفى هذا القسم سنقتصر على عرض أهم ثلاثة اختبارات (أساليب) إحصائية لامعلمية يشيع استخدامها فى البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية وهى:

أولاً - اختبار تحليل تباين الرتب أحادي الاتجاه لـ "كروسكال والاس":

The Kruskal- Wallis One Way Analysis of Variance of Ranks

قدمه العالمان Kruskal and Wallis في عام ١٩٥٢ ويستخدم في إجراء المقارنة بين عدة مجموعات مستقلة ذات بيانات رتبية على الأقل. ويعتبر هذا الاختبار البديل اللامعلمي لتحليل التباين أحادي الاتجاه في حالة عدم تحقق بعض شروط تطبيقه، كما يعتبر امتداداً لاختبار مان ويتني الذي يستخدم لاختبار الفرق بين مجموعتين مستقلتين ذات بيانات رتبية على الأقل، فهو يجرى تحليل التباين على الرتب بدلاً من القيم الأصلية. ويستخدم هذا الاختبار عندما يود الباحث تحديد ما إذا كانت عدة عينات مستقلة قد سحبت من نفس المجتمع أم لا، وليس من الضروري أن تكون العينات متساوية الحجم. ويمكن أن يجرى الاختبار على عينات يصل عدد أفراد كل منها إلى خمسة أفراد فأكثر.

وتكون الفروض التي نريد أن نختبرها هنا على الصورة التالية:

- الفرض العدمي: لا يوجد فرق معنوي (نو دلالة إحصائية) بين المجموعات محل الدراسة، أو بمعنى آخر تساوي الوسيط في المجتمعات محل الدراسة (المجتمعات لها نفس الوسيط).

- الفرض البديل: يوجد فرق معنوي (نو دلالة إحصائية) بين المجموعات محل الدراسة، أو بمعنى آخر، يختلف مجتمعان على الأقل من المجتمعات عن بعضهما البعض من حيث الوسيط (المجتمعات ليس لها نفس الوسيط).

وسوف نتعرف من خلال الحاسب (برنامج SPSS) على كيفية إجراء هذا الاختبار، وكيفية قراءة وتفسير النتائج، وذلك من خلال المثال التالي:

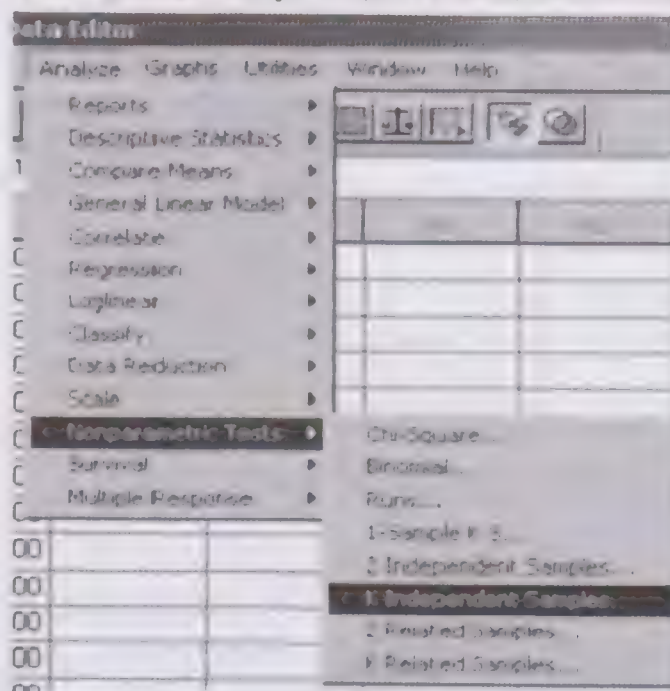
مثال (٧-٣): في ملف بيانات "مقدمى الخدمة بالشئون الصحية"، والمرفق بقواعد البيانات الخاصة بهذا الكتاب، نفترض أن السؤال البحثي المراد الإجابة عنه هو "هل هناك اختلافات معنوية في مستويات الرضا العام لمقدمى الخدمة بمديريات الشئون الصحية عن خدمات الرعاية الصحية الأولية المقدمة في المملكة العربية السعودية باختلاف المدن الرئيسية؟ استخدم مستوى معنوية $(\alpha = 0.01)$."

الحل

- الفرض العدمي: لا يوجد اختلاف معنوي في مستويات الرضا العام لمقدمي الخدمة بمديريات الشئون الصحية عن خدمات الرعاية الصحية الأولية المقدمة في المملكة العربية السعودية بين المدن المختلفة.
- الفرض البديل: يوجد اختلاف معنوي في مستويات الرضا العام لمقدمي الخدمة بمديريات الشئون الصحية عن خدمات الرعاية الصحية الأولية المقدمة في المملكة العربية السعودية بين المدن المختلفة.
- نفتح ملف البيانات المطلوب، ثم من قائمة Analyze نختار الأمر Nonparametric Tests ثم نختار الأمر K Independent Samples، كما هو موضح في الشكل التالي:

(شكل رقم ٧-٩)

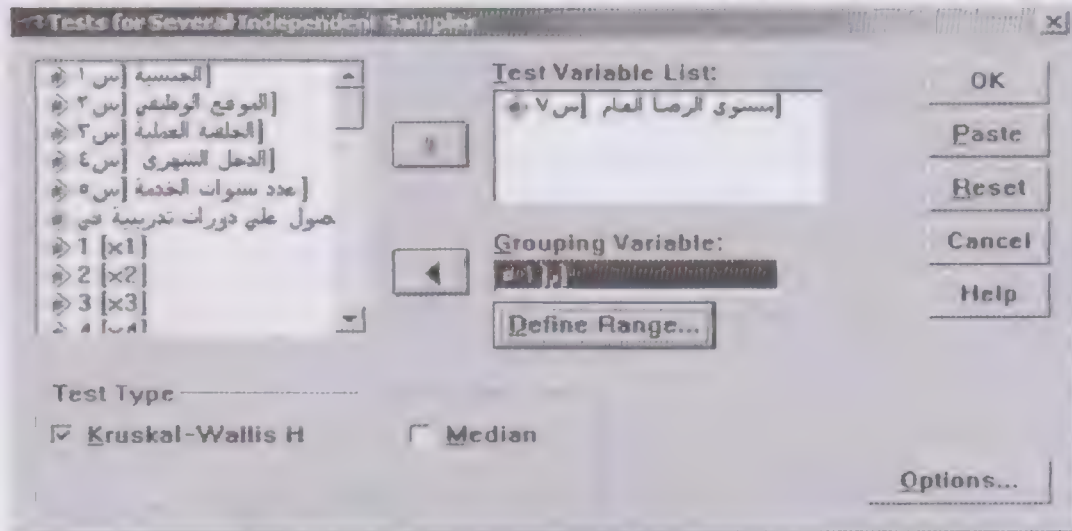
اختيار الأمر K Independent Samples ضمن الاختبارات اللا معلمية Nonparametric Tests



- في الصندوق التالي الخاص بالأمر k Independent Samples، نختار المتغير (درجة الرضا العام عن الخدمات) من قائمة المتغيرات ونقوم بنقله إلى المستطيل المعنون ب Test Variable List، ثم نقوم بنقل متغير (المدن الرئيسة) إلى المستطيل المعنون ب Grouping Variable انظر الشكل التالي:

(شكل رقم ٧-١٠)

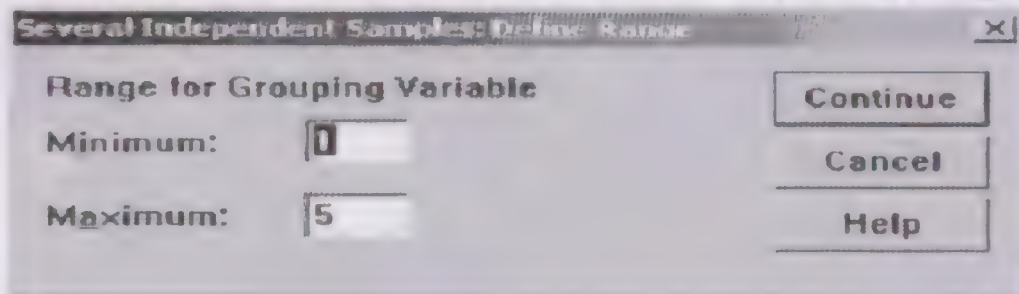
مربع الحوار الخاص بأمر اختبارات لعدة مجموعات مستقلة Tests for Several Independent Samples



- في الصندوق الحوارى السابق ننقر على خيار Kruskal-Wallis H (يوجد اختبار آخر وهو اختبار الوسيط) Median فى المستطيل المعنون ب Test Type، كما نقوم بالنقر على الأمر Define Rage فيظهر لنا الصندوق الحوارى الخاص بهذه العملية، ونقوم فيه بتحديد الأرقام ١، ٥ كأرقام ترمز إلى المدى الذى سوف نقارن على أساسه متغير التجميع أو بمعنى آخر مجموعات المقارنة، وهى هنا تعنى من المجموعة ١ إلى المجموعة ٥ (يمكن اختيار أرقام أخرى لاختيار المجموعات محل المقارنة). ومعنى ذلك أن هذه الأرقام استخدمت للتمييز بين أول مجموعة (وهى هنا مجموعة مدينة الرياض) وبين آخر مقارنة (وهى هنا مجموعة مدينة تبوك). وذلك كما هو موضح فى الشكل التالى:

(شكل رقم ٧-١١)

مربع الحوار الخاص بتحديد المدى الذى يتضمن داخله مجموعات المقارنة Grouping



في الصندوق الحوارى السابق، وبعد تحديد مجموعات المقارنة ننقر على الأمر Continue لنعود مرة أخرى للصندوق الأسمى، والذي نقوم فيه بالنقر على الأمر Options لاختيار ما نريده من خيارات متاحة مثل بعض الإحصاءات الوصفية Descriptive (مثل المتوسط الحسابى، والانحراف المعياري ... إلخ)، وكذلك بعض مقاييس الموضع (المنينات)، التي تسمى Quartiles. كما يمكننا هذا الصندوق من تحديد كيفية التعامل مع (معالجة) القيم المفقودة طبقاً لما أوضحناه سابقاً.

- فى الصندوق الحوارى السابق، وبعد تحديد ما نريد نقوم بالنقر على الأمر Continue لنعود مرة أخرى للصندوق الأسمى، والذي نقوم فيه بالنقر على الأمر OK للتنفيذ، فنحصل على النتائج التالية:

تفسير نتائج اختبار كروسكال والاس NPar Tests Kruskal-Wallis Test:

- ١ - الجدول الأول (جدول ٧-١٠) يحتوى على بيانات تخص الرتب من حيث:
 - حجم العينة الكلية N يساوى (٧٨ مفردة) منهم ١٩ من مدينة الرياض (ن=١٩)، ومنهم ١٧ من مدينة جدة (ن=١٧)، ومنهم ١٢ مراجعاً من مدينة أبها (ن=١٢)، ومنهم ١٨ من مدينة الدمام (ن=١٨)، ومنهم ١٢ من مدينة تبوك (ن=١٢).
 - متوسط الرتب Mean Rank يقصد به مجموع الرتب على حجم العينة، وتم حسابها لكل عينة على حدة، وهى فى العينة الأولى تساوى (٢٤.٧٩)، وفى العينة الثانية تساوى (٢٥.٣٥)، وفى العينة الثالثة تساوى (٥٢.١٢)، وفى العينة الرابعة تساوى (٤٦.٨١)، وفى العينة الخامسة تساوى (٤٣.٤٢).

(جدول رقم ٧-١٠)

رتب درجات الرضا فى مدن المملكة الرئيسية

Ranks

م المدن الرئيسية	N	Mean Rank
الرياض 1 س٧ مستوى الرضا العام	19	34.79
جدة 2	17	25.35
أبها (عسير) 3	12	52.13
الدمام 4	18	46.81
تبوك 5	12	43.42
Total	78	

- ٢ - أما الجدول الثانى (جدول ٧-١١) فيحتوى على نتائج الاختبار حيث تبين أن:
- قيمة المختبر الإحصائى كا^٢ (المحسوبة) هو (١٦.٢٤١) Chi-Square.
 - درجات الحرية df وهى عدد المجتمعات - ١ = ٥ - ٤ = ٤ .
 - القيمة المحسوبة لمستوى المعنوية الحقيقى للاختبار P-Value وهى تساوى هنا = ٠.٠٠٣ .
- Asymp Sig. وهو أقل من مستوى المعنوية الاسمى (المحدد مسبقاً من الباحث $\alpha = 0.05$) وبالتالي فإننا نرفض الفرض العدمى ونقبل الفرض البديل القائل بأن هناك اختلافاً معنوياً فى مستويات الرضا العام لمقدمى الخدمة بمديريات الشئون الصحية عن خدمات الرعاية الصحية الأولية المقدمة فى المملكة العربية السعودية بين المدن المختلفة.

(جدول رقم ٧-١١)

نتائج اختبار كروسكال - والاس

Test Statistics^{a,b}

	س٧ مستوى الرضا العام
Chi-Square	16.241
df	4
Asymp. Sig.	.003

a. Kruskal Wallis Test

b. Grouping Variable: م المدن الرئيسة

ملاحظات مهمة:

هذا الإجراء فى برنامج SPSS لا يمكننا من عمل المقارنات المتعددة. ولا يمكننا من إيجاد مقياس لقوة العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع. لذلك سوف نتعرض لكيفية إجراء هذه المقارنات كما يلى:

- المقارنات المتعددة فى حالة استخدام اختبار كروسكال - والاس:

لا يقتصر اهتمام الباحث، كما سبق أن ذكرنا فى تحليل التباين، على معرفة ما إذا كان هناك فرق دال بين متوسطات المتغير التابع فى المجموعات المختلفة أم لا، وإنما يود أن يتعرف على أى الفروق بين المتوسطات أكثر تأثيراً. لذلك إذا وجد الباحث أن القيمة الناتجة من تطبيق اختبار كروسكال- والاس دالة إحصائياً عند مستوى معنوية معين (أى

رفضنا الفرض العدمي وقبلنا الفرض البديل القائل بوجود اختلافات معنوية بين المجموعات)، فإنه يود أن يعرف أى هذه المجموعات تختلف عن غيرها. لذلك ربما يلجأ إلى إجراء المقارنات الثنائية الممكنة بين وسيطى كل عيتين باستخدام اختبار مان - ويتنى، ولكن نعود مرة أخرى إلى مشكلة الوقوع فى الخطأ من النوع الأول عند إجراء المقارنات الثنائية والتي أوضحناها فى القسم السابق.

وهناك طرق عديدة لمعالجة هذه المشكلة، إلا أننا سنختار أهمها وأدقها وهي الطريقة التى تنسب إلى العالم دان Dunn والتي تقوم بإجراء المقارنات الثنائية مع الحفاظ على احتمال خطأ النوع الأول للدراسة ككل عند قيمة معينة تكون أعلى قليلاً من مستوى الدلالة (α) الذى استخدمه الباحث فى اختبار كروسكال-والاس. وتتلخص هذه الطريقة فيما يلي:

١ - يختار الباحث مستوى دلالة معيناً مقبولاً يعبر عن احتمال الخطأ من النوع الأول للدراسة ككل، وهو يسمى فى بعض الأحيان مستوى المعنوية العام α (أى عندما يجرى جميع المقارنات الثنائية الممكنة فى آن واحد) ويفضل هنا أن تتراوح قيمة α ما بين (٠.١٥)، (٠.٢٥) (عاشور ١٩٩٥م، ص: ١٠٣).

٢ - باستخدام جدول التوزيع الطبيعي المعياري فى إيجاد القيمة الحرجة (ى) التى تحجز مساحة على يسارها تساوى ($\alpha - ١$) حيث: $\alpha = \{ \text{ك} / \text{ك} - ١ \}$ ، والجدول التالى يعطى بعض القيم الحرجة (ى) الشائعة الاستخدام فى ضوء مستوى المعنوية العام α ، وعدد المجموعات (المجتمعات) محل المقارنة.

(جدول رقم ٧-١٢)

بعض القيم الحرجة المعيارية للمقارنات المتعددة بين الرتب

مستوى المعنوية العام أو مستوى الدلالة للدراسة ككل						ك
٠.٠٥	٠.١٠	٠.١٥	٠.٢٠	٠.٢٥	٠.٣٠	
١.٩٦	١.٦٤٥	١.٤٤٠	١.٢٨٢	١.١٥٠	١.٠٣٦	٢
٢.٣٩٤	٢.١٢٨	١.٩٦٠	١.٨٣٤	١.٧٣٢	١.٦٤٥	٣
٢.٦٣٨	٢.٣٩٤	٢.٢٤١	٢.١٢٨	٢.٠٣٧	١.٩٦٠	٤
٢.٨٠٧	٢.٥٧٦	٢.٤٣٢	٢.٣٢٦	٢.٢٢٤١	٢.١٧٠	٥

المصدر: (علام، ١٩٩٣م : ٤٣٣).

٢ - ويكون الفرق بين أى مجموعتين دالاً إحصائياً إذا كان:

$$L.S.D \leq |r_1 - r_2| \quad (5-7)$$

حيث: $|r_1 - r_2|$ تمثل الفرق المطلق بين متوسطى رتب المجموعتين، r_1 يمثل متوسط رتب العينة المسحوبة من المجموعة (أ)، r_2 يمثل متوسط رتب العينة المسحوبة من المجموعة (ب)، L.S.D يمثل أقل فرق دال ويحسب هنا بالشكل كما يلي:

$$L.S.D = \text{جذر} \left\{ \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right) \frac{(1+n)}{12} \right\} \quad (6-7)$$

حيث: n هي مجموع أحجام العينات $n_1 + n_2 + \dots + n_k$ ، وبالتالي إذا كانت أحجام العينات متساوية فإن (n) الكلية = $n \times k$ ، حيث $(n_1 = n_2 = \dots = n_k = n)$ ، k عدد المجموعات. وإذا كانت العينات متساوية الحجم فإن L.S.D يصبح على الصورة التالية:

$$L.S.D = \text{جذر} \left\{ \frac{k(1+n)}{6} \right\} \quad (7-7)$$

حيث: n هي حجم العينة الكلية = $n \times k$ ، k عدد المجموعات.

ففى المثال السابق رفضنا الفرض العدمى وقبلنا الفرض البديل بوجود اختلافات معنوية بين المجموعات، وعليه يجب أن نتعرف على أى من هذه المجموعات تختلف عن غيرها، لذلك نلجأ إلى طريقة Dunn التى تقوم بإجراء المقارنات الثنائية مع الحفاظ على احتمال خطأ النوع الأول للدراسة ككل عند قيمة معينة تكون أعلى قليلاً من مستوى الدلالة (α) الذى استخدمه الباحث فى الاختبار وذلك كما يلي:

نختار مستوى دلالة معيناً مقبولاً يعبر عن احتمال الخطأ من النوع الأول للدراسة ككل، وهو يسمى فى بعض الأحيان مستوى المعنوية العام وليكن $\alpha = (0.05)$ ، وبالتالي فإن

القيمة الحرجة (ي) المناظرة لهذا المستوى من الجدول السابق وعند $\alpha = 0.05$ هي (1.96) ومتوسطات رتب المجموعات الثلاث هي (من مخرجات SPSS):

$$R_1 = 34.79, R_2 = 25.35, R_3 = 52.12, R_4 = 46.81, R_5 = 43.42$$

المقارنة بين المجموعتين الأولى والثانية:

لابد من إيجاد أقل فرق دال في هذه الحالة، وذلك كما يلي:

$$L.S.D = \text{جذر} \left\{ \left(\frac{1}{N_1} + \frac{1}{N_2} \right) \frac{(1 + N)}{12} \right\}$$

$$L.S.D = 1.96 \times \text{جذر} \left\{ \left(\frac{1}{17} + \frac{1}{19} \right) \frac{(79) \times 78}{12} \right\}$$

وبالتالي فإن قيمة L.S.D في هذه الحالة = 14.83، وحيث إن $|R_1 - R_2| = 34.79 - 25.35 = 9.44$ أقل من L.S.D = 14.83، فإننا نستطيع القول إنه لا يوجد فرق جوهري (دال إحصائيًا) بين المدينة الأولى (الرياض) والثانية (جدة).

المقارنة بين المجموعتين الأولى والثالثة:

لابد من إيجاد أقل فرق دال في هذه الحالة، وذلك كما يلي:

$$L.S.D = \text{جذر} \left\{ \left(\frac{1}{N_1} + \frac{1}{N_3} \right) \frac{(1 + N)}{12} \right\}$$

$$L.S.D = 1.96 \times \text{جذر} \left\{ \left(\frac{1}{17} + \frac{1}{19} \right) \frac{(79) \times 78}{12} \right\}$$

وبالتالي فإن قيمة L.S.D في هذه الحالة = 16.38، وحيث إن $|R_1 - R_3| = 52.12 - 34.79 = 17.33$ أكبر من L.S.D = 16.38، فإننا نستطيع القول بأنه

يوجد فرق جوهري (دال إحصائياً) بين المدينة الأولى (الرياض) والثالثة (أبها) (لصالح أبها نظراً لأن $r_1 < r_3$) أى أن درجة رضا مقدمى الخدمة فى منطقة أبها أكبر بشكل معنوى من درجة رضا مقدمى الخدمة فى مدينة الرياض.

المقارنة بين المجموعتين الثانية والثالثة:

لا بد من إيجاد أقل فرق دال فى هذه الحالة، وذلك كما يلى:

$$L.S.D = \text{جذر } \left[\left(\frac{1}{r_1} + \frac{1}{r_2} \right) \frac{n(n+1)}{12} \right]$$

$$L.S.D = 1.96 \times \text{جذر } \left[\left(\frac{1}{12} + \frac{1}{17} \right) \frac{(79) \times 78}{12} \right]$$

وبالتالى فإن قيمة L.S.D فى هذه الحالة = 16.75، وحيث إن $|r_1 - r_2| = 26.78$ أكبر من L.S.D = 16.75، فإننا نستطيع القول بأنه يوجد فرق جوهري (دال إحصائياً) بين المدينة الثانية (جدة) والثالثة (أبها) (لصالح أبها نظراً لأن $r_2 < r_3$) أى أن درجة رضا مقدمى الخدمة فى مدينة أبها أكبر بشكل معنوى من درجة رضا مقدمى الخدمة فى مدينة جدة.

وهكذا بالنسبة لجميع المقارنات الممكنة وعددها هنا = 10 مقارنات، علماً بأن مستوى المعنوية أو الدلالة المستخدم ككل لهذه المقارنات هو (0.05).

- مقياس قوة العلاقة فى حالة استخدام اختبار كروسكال - والاس:

لإيجاد قوة العلاقة بين المتغير المستقل (الانتماء إلى واحدة من المجموعات التى عددها ك) والمتغير التابع (الرتب) يمكن استخدام مقياس (E) الذى قدمناه فى تحليل التباين أحادى الاتجاه، غير أننا نستخدم هنا الرتب بدلاً من القيم. وكما كانت (E) دالة فى قيمة المختبر الإحصائى (ف) وعدد درجات الحرية، فإن (E) هنا تكون دالة فى قيمة المختبر الإحصائى (كا² المحسوبة)، وعدد المجموعات (ك) وحجم العينة الكلية (ن)، وتسمى هنا ثباتاً (θ)، وذلك كما يلى:

$$\theta = \text{جذر} \left\{ \frac{(\text{كا}^2 \text{ المحسوبة} + \text{ك} + ١)}{(\text{ن} - \text{ك})} \right\} \quad (٨-٧)$$

وفى المثال السابق نجد أنه (بالاستعانة بمخرجات برنامج SPSS):

$$\theta = \text{جذر} \frac{(١ + ٥ + ١٦,٢٤١)}{(٥ - ٧٨)}$$

وبالتالى فإن $\theta = ٠.٥٥$ وتشير هذه القيمة إلى علاقة قوية إلى حد ما بين درجة الرضا (المتغير التابع)، والمدن الرئيسية (المتغير المستقل)، بمعنى أن المدن الجغرافية تؤثر تأثيراً قوياً فى درجة رضا مقدمى عن خدمات الرعاية الصحية الأولية فى المملكة، ولا داعى لاختبار الدلالة الإحصائية لها؛ نظراً لأنها لا تختلف عن الدلالة الإحصائية لقيمة كا^2 المحسوبة التى حصلنا عليها باستخدام اختبار كروسكال - والاس.

ثانياً - اختبار الوسيط للمقارنة بين عدة مجتمعات مستقلة The Median Test:

يستخدم هذا الاختبار أيضاً للمقارنة بين وسطاء عدة عينات مستقلة، وهو لذلك يتطلب أن تكون بيانات المتغير التابع رتبية على الأقل، وهذا يعنى أنه لا يمكن استخدامه إذا كانت بيانات المتغير التابع اسمية، وتعد الفروض التى نريد أن نختبرها هنا هى نفسها فى اختبار كروسكال والاس، أى أن:

- الفرض العدمى: المجتمعات (المجموعات) لها نفس الوسيط، أو بمعنى آخر لا يوجد فروق ذات دلالة إحصائية بين المجتمعات التى سحبت منها العينات.

- الفرض البديل: المجتمعات (المجموعات) ليس لها نفس الوسيط، أو بمعنى آخر يوجد فروق ذات دلالة إحصائية بين المجتمعات التى سحبت منها العينات.

وسوف نتعرف من خلال الحاسب (برنامج SPSS) على كيفية إجراء هذا الاختبار، وكيفية قراءة وتفسير النتائج، وذلك من خلال المثال التالى:

مثال (٧-٤) فى المثال السابق، استخدم اختبار الوسيط فى دراسة ما إذا كان هناك اختلاف معنوى فى مستويات الرضا العام لمقدمى الخدمة بمديريات الشؤون الصحية عن

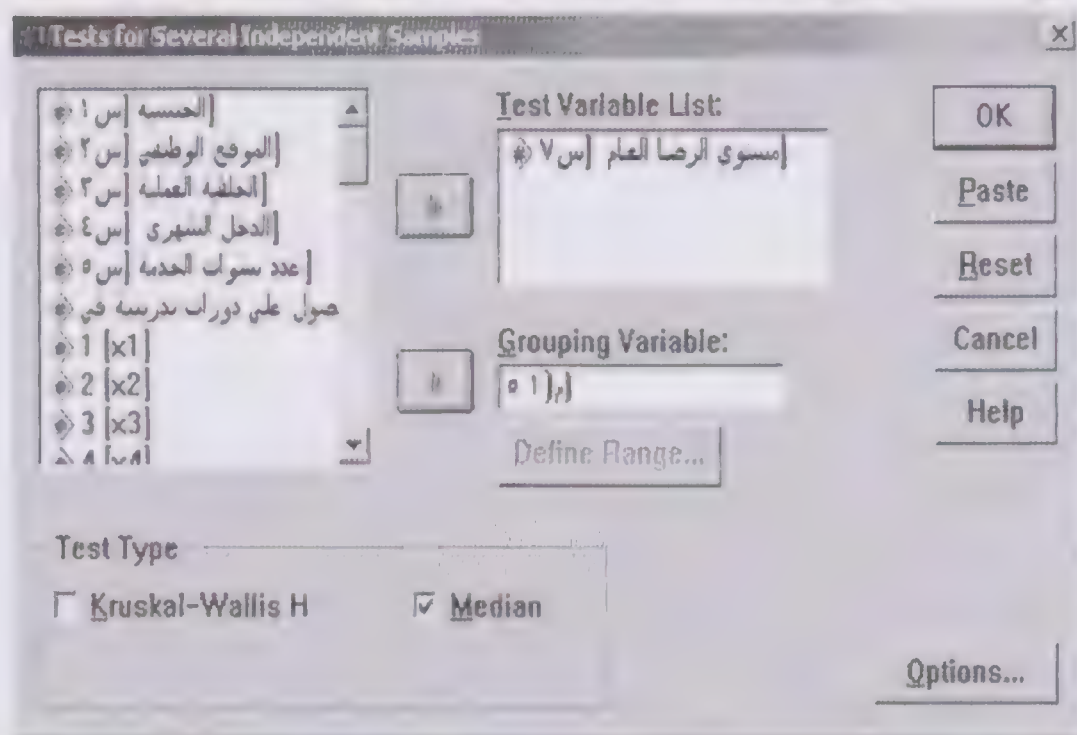
خدمات الرعاية الصحية الأولية المقدمة في المملكة العربية السعودية باختلاف المدن الرئيسية؟ استخدم مستوى معنوية $\alpha = 0.01$.

الحل

نفس الإجراء المتبع في اختبار كروسكال والاس، ولكن نقوم بالتأشير على اختبار Median في المستطيل المعنون بـ Test Type، انظر الشكل التالي:

(شكل رقم ٧-١٢)

مربع الحوار الخاص بأمر اختبارات لعدة مجموعات مستقلة Tests for Several Independent Samples



تفسير نتائج اختبار الوسيط Median Test:

١ - الجدول الأول (جدول ٧-١٣) يحتوى على الجدول التكرارى المزدوج الذى يتضمن عدد المفردات التى تزيد قيمها على قيمة الوسيط العام لجميع المفردات، وعدد المفردات التى تساوى أو تقل قيمها عن قيمة الوسيط العام، وذلك لكل فئة من فئات المتغير المستقل.

(جدول رقم ٧-١٣)

جدول تكرارى مزدوج يبين عدد المفردات ذات القيمة أكبر من الوسيط وذات القيمة أقل من أو تساوى الوسيط لكل عينة من العينات الخمس (المدن)

Frequencies

	م المدن الرئيسة				
	1 الرياض	2 جدة	3 أبها (عسير)	4 الدمام	5 تبوك
Median > مستوى الرضا العام	0	0	3	0	0
Median < = مستوى الرضا العام	19	17	9	18	12

٢ - أما الجدول الثانى (٧-١٤) فيحتوى على نتائج الاختبار حيث تبين أن:

- قيمة المختبر الإحصائى كاي^٢ (المحسوبة) هو (١٧.١٦٠) Chi-Square.

- درجات الحرية df وهى عدد المجموعات ١-٥ = ٤ .

- القيمة المحسوبة لمستوى المعنوية الحقيقى للاختبار P-Value وهى تساوى هنا = 0.002 Asymp Sig. وهو أقل من مستوى المعنوية الاسمى (المحدد مسبقاً من الباحث $\alpha = 0.01$)، وبالتالي فإننا نرفض الفرض العدمى ونقبل الفرض البديل القائل بأن هناك اختلافاً معنوياً فى مستويات الرضا العام لمقدمى الخدمة بمديريات الشئون الصحية عن خدمات الرعاية الصحية الأولية المقدمة فى المملكة العربية السعودية باختلاف المدن الرئيسة.

(جدول رقم ٧-١٤)

نتائج اختبار الوسيط للمقارنة بين درجة الرضا فى المدن الخمس

Test Statistics^b

	مستوى الرضا العام
N	78
Median	4.00000
Chi-Square	17.160 ^a
df	4
Asymp. Sig.	.002

a. 5 cells (.0%) have expected frequencies less than 5. The minimum expected cell frequency is 5.

b. Grouping Variable: م المدن الرئيسة

ثالثاً - اختبار مربع كاي للمقارنة بين أكثر من نسبتين The Chi-Square Test:

يستخدم هذا الاختبار للمقارنة بين نسبة حدوث ظاهرة معينة في عدة مجتمعات مستقلة، وهو لذلك يتطلب أن تكون بيانات المتغير التابع اسمية لها وجهان أو أكثر ولكن الذي يهمنا هو حالات النجاح والباقي يمثل حالات الفشل. ويتطلب استخدام هذا الاختبار استقلالية العينات وفيما يلي خطوات إجراء هذا الاختبار:

(جدول رقم ٧-١٥)

الشكل العام للبيانات في حالة المقارنة بين نسبة ما في أكثر من مجموعتين

المجموع	الأولى	الثانية.....	الآخيرة	المجموع
عدد حالات النجاح	التكرارات المشاهدة	التكرارات المشاهدة	التكرارات المشاهدة	مجموع الصف الأول
عدد حالات الفشل	التكرارات المشاهدة	التكرارات المشاهدة	التكرارات المشاهدة	مجموع الصف الثاني
المجموع	مجموع العمود الأول	مجموع العمود الثاني	مجموع العمود الأخير	المجموع الكلي

وتكون الفروض التي نريد أن نختبرها على الصورة التالية:

- الفرض العدمي: نسبة حدوث الظاهرة (النجاح) متساوية في المجتمعات (المجموعات) المختلفة، أو بمعنى آخر لا يوجد فروق ذات دلالة إحصائية بين نسب حدوث الظاهرة في المجتمعات التي سحبت منها العينات.

- الفرض البديل: نسبة حدوث الظاهرة (النجاح) غير متساوية في المجتمعات (المجموعات) المختلفة، أو بمعنى آخر يوجد فروق ذات دلالة إحصائية بين نسب حدوث الظاهرة في المجتمعات التي سحبت منها العينات.

وسوف نتعرف من خلال الحاسب (برنامج SPSS) على كيفية إجراء هذا الاختبار، وكيفية قراءة وتفسير النتائج، وذلك من خلال المثال التالي:

مثال (٧-٥) في ملف بيانات ظاهرة التسرب الوظيفي اختبار الفرض القائل بعدم وجود اختلاف معنوي في نسبة التسرب الوظيفي بين الفئات المختلفة من العاملين في هذه المنظمات، وذلك بمستوى معنوية (٠.٠٥).

الحل

الفروض التي نريد أن نختبرها هنا هي:

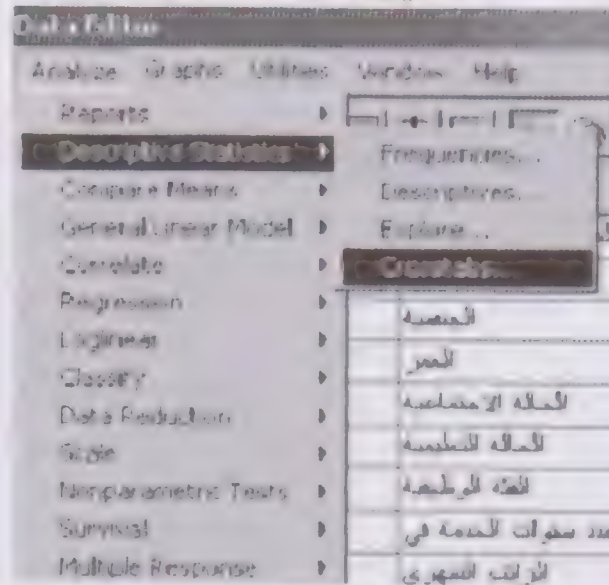
- الفرض العدمي: تساوى نسبة التسرب الوظيفي بين الفئات المختلفة من العاملين في هذه المنظمات، أو بمعنى آخر لا يوجد فروق ذات دلالة إحصائية بين الفئات الوظيفية المختلفة من حيث نسبة التسرب.

- الفرض البديل: عدم تساوى نسبة التسرب الوظيفي بين الفئات المختلفة من العاملين في هذه المنظمات، أو بمعنى آخر يوجد فروق ذات دلالة إحصائية بين الفئات الوظيفية المختلفة من حيث نسبة التسرب.

وحيث إن مستوى قياس المتغير التابع (التسرب الوظيفي نعم - لا) هو مستوى اسمي، ومستوى قياس المتغير المستقل (الفئات الوظيفية) اسمي أيضاً، ونريد مقارنة نسبة التسرب الوظيفي بين الفئات الوظيفية المختلفة (مجتمعات مستقلة)، فإن الاختبار المناسب هنا هو اختبار مربع كاي للمقارنة بين أكثر من نسبتين. ولإجراء هذا الاختبار عن طريق الحاسب (برنامج SPSS) نتبع الخطوات التالية:

- نفتح ملف بيانات (ظاهرة التسرب الوظيفي) الموجود في قواعد البيانات المرفقة بهذا الكتاب، ثم من قائمة Analyze نختار الأمر Descriptive Statistics ثم نختار الأمر Crosstabs، كما هو موضح في الشكل التالي:

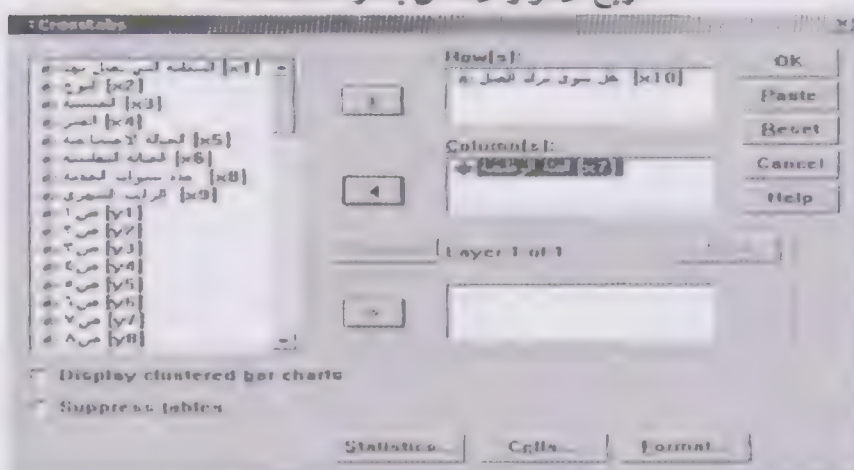
(شكل رقم ٧-١٣)
اختيار الأمر Crosstabs



- في الصندوق التالي، الخاص بالأمر Grosstabs، نختار المتغير التابع (هل تنوي ترك العمل) من قائمة المتغيرات ونقوم بنقله إلى مستطيل الصفوف Row مثلاً، ثم نختار المتغير المستقل (الفتة الوظيفية) وننقله إلى مستطيل الأعمدة Column، انظر الشكل التالي:

(شكل رقم ٧-١٤)

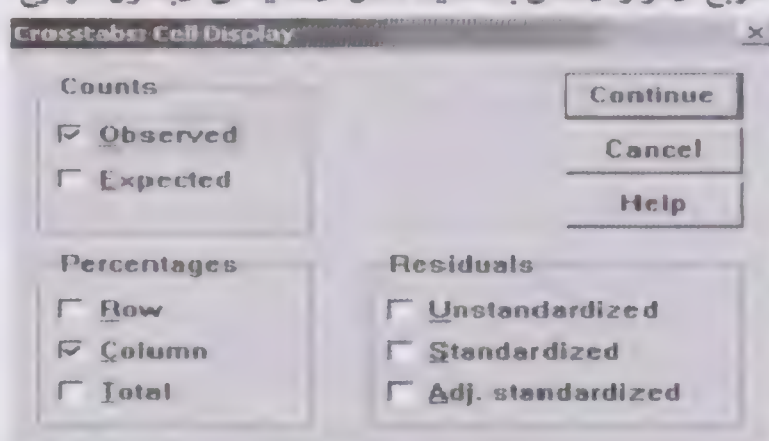
مربع الحوار الخاص بأمر Grosstabs



- في الصندوق الحواري السابق ننقر على خيار Cells لتحديد شكل التكرارات المرغوب الحصول عليها هل نريدها أعداداً أم نسباً (وهل النسب منسوبة إلى الأعمدة أم إلى الصفوف أم إلى المجموع)، وهنا نختار الحصول على أعداد ونسب منسوبة للأعمدة (المنظمة).

(شكل رقم ٧-١٥)

مربع الحوار الخاص بتحديد شكل الخلايا في الجدول المزدوج



- فى الصندوق الحوارى السابق ننقر على خيار Statistics لتحديد نوع الاختبار المطلوب، وهو من ضمن اختبار χ^2 Chi-Square، لذلك ننقر على اختيار Chi-Square كما هو موضح

(شكل رقم ١٦-٧)

مربع الحوار الخاص بتحديد الإحصاءات المطلوبة من الجدول المزدوج

- فى الصندوق الحوارى السابق، وبعد تحديد ما نريد نقوم بالنقر على الأمر Continue لنعود مرة أخرى للصندوق الأسمى. الذى نقوم فيه بالنقر على الأمر OK للتنفيذ، فنحصل على النتائج التالية:

١ - الجدول الأول (جدول ١٦-٧) يحتوى على جدول مزدوج (٢ × ٥) أى يشتمل على صفين وخمسة أعمدة (المجموعات محل المقارنة)، ويوضح موقف الأفراد من التسرب الوظيفى عند الفئات الوظيفية المختلفة محل الدراسة. فمثلاً نجد أن أعلى نسبة للتسرب الوظيفى فى العينة كانت لفئة "التمريض" بنسبة (٧٠,٢٪)، يليها فئة "الأطباء" وفئة "الصيدالة" بنسبة (٥٠٪) تقريباً، ثم تأتى فئة "الإداريين" بنسبة (٣٦,٦٪)، وأخيراً فئة "الفنيين" بنسبة (٣٢,٩٪).

(جدول رقم ١٦-٧)

الجدول المزدوج بين المتغيرين (الفئة الوظيفية، النية لترك العمل)

Crosstabulation الفئة الوظيفية X7 * هل تنوى ترك العمل X10

		الفئة الوظيفية X7					Total
		إدارى 1.00	فنى 2.00	طبيب 3.00	ممرض 4.00	صيدلى 5.00	
X10 هل تنوى ترك العمل	1.00 نعم Count	34	25	50	134	7	250
	% within X7 الفئة الوظيفية	36.6 %	32.9 %	50.5 %	70.2 %	50.0 %	52.9 %
	2.00 لا Count	59	51	49	57	7	223
	% within X7 الفئة الوظيفية	63.4 %	67.1 %	49.5 %	29.8 %	50.0 %	47.1 %
Total	Count	93	76	99	191	14	473
	% within X7 الفئة الوظيفية	100.0 %	100.0 %	100.0 %	100.0 %	100.0 %	100.0 %

٢ - أما الجدول الثانى (جدول ١٧-٧) فيحتوى على نتائج عدة اختبارات خاصة باختبارات كا^٢، ولكن الذى يهم هنا فى هذا المثال هو اختبار (بيرسون) كا^٢ Pearson Chi-Square (انظر الصف الأول). وقد تبين أن القيمة المحسوبة لمستوى المعنوية الحقيقى للاختبار P-Value وهى محسوبة هنا لاختبار ذى ذيلين Exact (2-tailed) = 0.000، أقل من مستوى المعنوية الاسمى (المحدد مسبقاً من الباحث) $\alpha = 0.05$ وبالتالي فإننا نرفض الفرض العدمى ونقبل الفرض البديل القائل بأن هناك اختلافاً معنوياً فى نسبة التسرب الوظيفى بين الفئات الوظيفية المختلفة.

(جدول رقم ١٧-٧)

نتائج بعض الاختبارات الخاصة باختبارات كا^٢

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	45.273 ^a	4	.000
Likelihood Ratio	46.291	4	.000
Linear-by-Linear Association	35.008	1	.000
N of Valid Cases	473		

a. 0 cells (.0%) have expected count less than 5.
The minimum expected count is 6.60.

(٧-٣) أساليب الفروق (المقارنة) بين أكثر من مجموعتين مرتبطتين:

من التصميمات الشائعة في البحوث التربوية والنفسية والاجتماعية ذلك المسمى بتصميم المعالجات المتعددة، حيث تخضع عينة واحدة لعدة تجارب أو مواقف في فترات زمنية متلاحقة أو في نفس الفترة أحياناً، ثم يتم قياس تلك العينة في كل تجربة أو موقف من هذه المواقف، ويتم المقارنة بين القيم التي يتم الحصول عليها لمعرفة مدى الفروق بين هذه المواقف المختلفة. ومن الممكن أن تكون العينات المترابطة عينات منفصلة ولكنها مترابطة بسبب التكافؤ الموجود فيما بينها في عدد المتغيرات، كأن تكون عينات لإخوة وأخوات، حيث يتم اختيار كل عينة في ضوء اختيار العينات الأخرى. ومن أمثلة هذا النوع من التصميمات ما يلي:

- استطلاع رأى عينة من الطلبة بشأن تفضيلهم لأربعة أو خمسة تخصصات دراسية، ثم المقارنة بين استجابات العينة بشأن كل من هذه الاستجابات.
- اختبار عينة لعدة مرات متتالية في الضرب على الآلة الكاتبة مثلاً، ثم المقارنة بين إنجاز العينة في هذه المرات المتعددة.

وينبغي أن يحيط الباحث لمشكلات التصميمات التجريبية التي تتضمن عينات مرتبطة (سبق مناقشتها في الفصل السابق) والمتعلقة بعوامل التحيز الناجمة عن انتقال الأثر، وأن يعمل على التقليل من هذه العوامل بقدر الإمكان إما عن طريق تقديم المعالجات بترتيب عشوائي، أو باستخدام أسلوب المزاوجة بين المجموعات بالنسبة للمتغير أو المتغيرات التي يرى ضرورة ضبطها.

(٧-٣-١) الأساليب العلمية:

تحليل التباين أحادي الاتجاه للقياسات المتكررة (مجموعات مترابطة):

One- Factor Experiment With Repeated Measurements

في القسم السابق (٧-٢-١) عرضنا طريقة مقارنة أكثر من مجموعتين في متغير واحد، عندما تكون العينات المسحوبة من هذه المجموعات مستقلة، مثلما كنا نريد مقارنة طريقة تدريب طبقت على مجموعة من الموظفين بطريقة تدريب أخرى طبقت على مجموعة أخرى من الموظفين بطريقة تدريب ثالثة طبقت على مجموعة ثالثة من الموظفين... وهكذا، وذلك باستخدام تحليل التباين أحادي الاتجاه.

والآن نفترض أنه لدينا أكثر من مجموعتين (متكافئتين أو تم اختيارهما متناظرتين) أو لدينا مجموعة واحدة تم قياس نفس الظاهرة عليها ثلاث مرات أو أكثر. وأردنا مقارنة أداء المفحوصين في المرات الثلاث. في هذه الحالة فإننا نستخدم تحليل التباين كتصميم عاملي يسميه البعض تصميم المعالجات (القياسات المتكررة) في المفحوصين أو داخل الأفراد. حيث كل مفحوص قيست لديه نفس الظاهرة ثلاث مرات أو أكثر. أو يسمى تصميم المعالجات المترابطة (غير المستقلة). إن المنطق القائم وراء استخدام تحليل التباين الأحادي للقياسات المتكررة هو نفسه للقياسات المستقلة، حيث إن هذا النوع من التحليل يقيم تأثير العامل (المتغير) المستقل مع إزالة الفروق الفردية بين الأفراد. إذ إن التباين الكلي بين الدرجات (أو قيم المتغير التابع) (SS Total) يتم تقسيمه إلى جزأين: الجزء الأول يتعلق بمجموع المربعات بين الأفراد (SS Subject)، والجزء الثاني يتعلق بمجموع المربعات داخل الأفراد (SS Within).

١ - إن مجموع المربعات بين الأفراد يقيس الفروق الفردية بين الأفراد المشتركين في التجربة وهو الذي يميز بين الشخص الذي حصل على درجة عالية والشخص الذي حصل على درجة متدنية.

٢ - أما مجموع المربعات داخل الأفراد فإنه يقيس التباين داخل الأفراد الذي ينقسم إلى قسمين:

أ - مجموع المربعات بين مستويات المعالجة.

ب - مجموع مربعات التفاعل بين مستويات المعالجة والأفراد، وهو يعالج في التحليل كمصدر للخطأ. (المنيزل، ٢٠٠٠ م: ٣٥٩).

والخلاصة أن مصادر التباين في هذه الحالة تنقسم إلى:

١ - مصدر التباين الخاص بالاختلاف بين المعالجات (أ).

٢ - مصدر التباين الخاص بالاختلافات بين الأفراد أو المفحوصين (ب).

٣ - تفاعل المصدرين (أ) و (ب).

ومثال ذلك تطبيق اختبار لقياس التحصيل في الاجتماعيات على مجموعة من المتدربين في البرامج الإعدادية بمعهد الإدارة تم تعريضهم لثلاثة طرق في التدريب (طريقة المحاضرة، طريقة النقاش، طريقة التعليم المبرمج). في مثل هذه الحالة نكون أمام قياسات

متكررة، وللمقارنة بين متوسطات التحصيل في الاجتماعيات بين طرق التدريب المختلفة نستخدم تحليل التباين لعامل واحد في القياسات المتكررة، ويعتبر تحليل تباين لتصميم تجريبي في بعدين أو تصميمًا عامليًا ثنائي الاتجاه مع وجود تأثير رئيس. والتصميم هنا هو معالجة لمتغير مستقل واحد (طرق التدريب) بهدف معرفة أثره في المتغير التابع (درجة اختبار التحصيل الاجتماعي).

ولذلك فإنه كي نكشف عن دلالة الفروق بين متوسطات المعالجات (المجموعات) المختلفة فإننا نتعامل مع تباين التفاعل (متوسط مربعات التفاعل) عوضاً عن تباين الخطأ (متوسط المربعات داخل المجموعات) في تحليل التباين للمجموعات المستقلة. نظراً لأن تباين التفاعل يعبر عن الاختلافات في درجات (قيم) أفراد العينة التي لا ترجع إلى تأثير المعالجات وحدها (أ) أو الفروق بين المفحوصين وحدها (ب).

ولذلك فقيمة (ف) التي كنا نحصل عليها في تحليل التباين للمجموعات المستقلة من قسمة التباين بين المجموعات على التباين داخل المجموعات تصبح في تحليل التباين للمجموعات المترابطة (غير المستقلة) من قسمة التباين بين المجموعات (المعالجات أو التطبيقات) على تباين التفاعل. ومع توافر الشروط التالية أيضاً:

- ١ - وجود درجة (قيمة) لكل مفحوص في المعالجات (القياسات) المختلفة.
- ٢ - أن يكون توزيع القيم (الدرجات) للظاهرة في المجتمع الأصل في كل معالجة من المعالجات هو توزيع طبيعي.
- ٣ - تجانس تباين قيم (درجات) المعالجات المختلفة.

تصميم نموذج تحليل التباين في اتجاه واحد في حالة العينات المترابطة (القياسات المتكررة):
نفترض أنه لدينا عينة عشوائية حجمها (ن) من المفحوصين (عادة تمثل في الصفوف)، وطبق عليهم نفس الاختبار ثلاث مرات، أو طبقت عليهم ثلاثة اختبارات متكافئة وجاءت الدرجات كما يلي:

(جدول رقم ٧-١٨)
شكل البيانات في حالة عدة مجموعات مرتبطة
المجموعات (المعالجات)

الأفراد	١	٢	٣	المجموع
١	ص ١١	ص ١٢	ص ١٣	ص ١
٢	ص ٢١	ص ٢٢	ص ٢٣	ص ٢
٣	ص ٣١	ص ٣٢	ص ٣٣	ص ٣
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
ن	ص ١ن	ص ٢ن	ص ٣ن	ص ١ن
المجموع	ص ١	ص ٢	ص ٣	ص ١

وتعتمد فكرة تحليل التباين على النظر إلى العينة المسحوبة (ن) كعينة واحدة، ويتم حساب التباين الكلي بين مفرداتها (في الحقيقة مجموع المربعات الكلي) TSS Total Sum of Square ثم يجزأ هذا التباين إلى ثلاثة أجزاء (مراد، ٢٠٠٠م: ٣٤١):

- جزء يرجع إلى الاختلاف بين المعالجات (الأعمدة) عن بعضها البعض، ويسمى مجموع المربعات بين المعالجات أو المجموعات أو التطبيقات (الأعمدة).

(Sum of Square Between Treatment → SST)

- جزء يرجع إلى الاختلاف بين الأفراد أو المفحوصين (الصفوف) عن بعضها البعض، ويسمى مجموع المربعات بين الأفراد (الصفوف).

(Sum of Square Between Subject → SS Subject)

- جزء يرجع إلى الاختلاف الناتج للتفاعل بين الأفراد أو المفحوصين في كل معالجة من المعالجات، ويسمى أيضاً مجموع المربعات للخطأ.

(Sum of Square for Error → SSE)

أى أن

مجموع المربعات الكلي = مجموع المربعات بين المعالجات + مجموع المربعات بين الأفراد (المفحوصين) + مجموع المربعات للخطأ.
(٧-٩)

- ويتم صياغة الفروض المراد اختبارها بنفس الطريقة التي صيغت فيها هذه الفرضيات في حالة العينات المستقلة، وذلك كما يلي:
- الفرض العدمي: لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين المتوسطات الخاصة بالمعالجات (التطبيقات) المختلفة ($\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \dots$)
 - ضد الفرض البديل: واحد على الأقل من المتوسطات يختلف عن الباقي (يوجد اختلافات معنوية بين المعالجات).

وبالمثل لإجراء اختبار تحليل التباين في اتجاه واحد في حالة القياسات المتكررة، يلزم إجراء بعض الحسابات، والتي توضع نتائجها في جدول يسمى 'جدول تحليل التباين أحادي الاتجاه One-Way ANOVA Table'. وهذا الجدول هو ما يوضحه الباحث في دراسته أو بحثه الذي يعمل على نشره في الدوريات.

(جدول رقم ٧-١٩)

الشكل العام لجدول تحليل التباين أحادي الاتجاه في حالة القياسات المتكررة

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط مجموع المربعات (تقدير التباين)	قيمة (ف) المحسوبة (المختبر الإحصائي)
بين المعالجات	م م ع	(ك - ١)	$\bar{ع} = (م م ع / ك - ١)$	$\bar{ع} / \bar{ع}^2$
بين الأفراد (المفحوصين) Subject	م م ف	(ن - ١)	$\bar{ع}^2 = (م م ف / ن - ١)$	
داخل الأفراد (الخطأ أو البواقي) Residual	م م خ	(ن - ١) × (ك - ١)	$\bar{ع}^2 = (م م خ / (ن - ١) × (ك - ١))$	
الكلي	م م ك	(ن × ك - ١)		

ثم نأتي بقيمة ف (الجدولية) من جداول ف (انظر ملاحق الجداول) عند درجات الحرية الخاصة بـ (بين المعالجات، الخطأ) واحتمال ($\alpha - ١$). فإذا كانت قيمة النسبة ف (المحسوبة) أكبر من قيمة ف (الجدولية) نرفض الفرض العدمي، وبالتالي يتم قبول الفرض البديل، أما إذا كانت قيمة ف (المحسوبة) أقل من قيمة ف (الجدولية)؛ فإننا لا نستطيع رفض الفرض العدمي، وهذا يعني رفض الفرض البديل.

وسوف نتعرف من خلال الحاسب (برنامج SPSS) على كيفية إجراء هذا الاختبار بكل أبعاده السابق الحديث عنها، وكيفية قراءة وتفسير النتائج، وذلك من خلال المثال التالي:

مثال (٧ - ٦) أراد باحث أن يدرس أثر طريقة التدريب على التحصيل في مادة الإحصاء عند متدربي البرنامج الإعدادي في معهد الإدارة بالرياض، فاختار عينة عشوائية مؤلفة من (١٢) متدرباً وقام بتعريضهم لثلاث طرق في التدريب (طريقة التعليم المبرمج، طريقة النقاش، طريقة المحاضرة). وبعد ذلك طبق عليهم اختباراً يقيس التحصيل في مادة الإحصاء، وحصل على البيانات التالية التي تمثل درجات الاختبار في التحصيل.

(جدول رقم ٧-٢٠)

درجات التحصيل لعينة من طلاب البرنامج الإعدادي في معهد الإدارة العامة الذين طبق عليهم ثلاثة طرق في التدريب

الطريقة الأفراد	طريقة التعليم المبرمج	طريقة النقاش	طريقة المحاضرة	المجموع
١	٥٠	٢٠	٢٥	٩٥
٢	٤٥	١٠	١٣	٦٨
٣	٥٥	١٥	٢٠	٩٠
٤	٣٥	٢٥	٢٠	١٠٠
٥	٧٠	٣٠	٤٠	١٤٠
٦	٦٥	٣٠	٢٥	١٢٠
٧	٥٣	١٥	٢٠	٨٨
٨	٢٥	٢٠	١٥	٦٠
٩	٦٥	٥٠	٣٣	١٤٨
١٠	٤٨	١٥	٥	٦٨
١١	٧٠	٢٥	٣٥	١٣٠
١٢	٥٥	٢٣	١٥	٩٣
المجموع	٦٣٦	٢٨٨	٢٧٦	١٢٠٠

بافتراض أن درجة المتدرب في امتحان التحصيل تتبع توزيعات طبيعية، وبافتراض أن مستوى المعنوية ($\alpha = 5\%$) والمطلوب: اختبار معنوية الفروق في درجة المتدرب بين طرق التدريب المختلفة.

الحل

يتضح من المثال أن السؤال البحثي يتعلق بمقارنة متوسطات عدة مجتمعات (مجموعات) مرتبطة (قياسات متكررة)، ومستوى قياس المتغير التابع (درجة المتدرب) نسبي، وبالتالي فإن الاختبار المناسب هو اختبار تحليل التباين في اتجاه واحد في حالة العينات المترابطة (القياسات المتكررة)، وتكون الفروض التي نريد اختبارها:

- الفرض العدمي: تساوى متوسط درجة المتدرب في طرق التدريب المختلفة (لا يوجد فرق ذو دلالة إحصائية بين طرق التدريب المختلفة من حيث متوسط درجة المتدرب).

- الفرض البديل: عدم تساوى متوسط درجة المتدرب في طرق التدريب المختلفة (يوجد فرق ذو دلالة إحصائية بين طرق التدريب المختلفة من حيث متوسط درجة المتدرب).

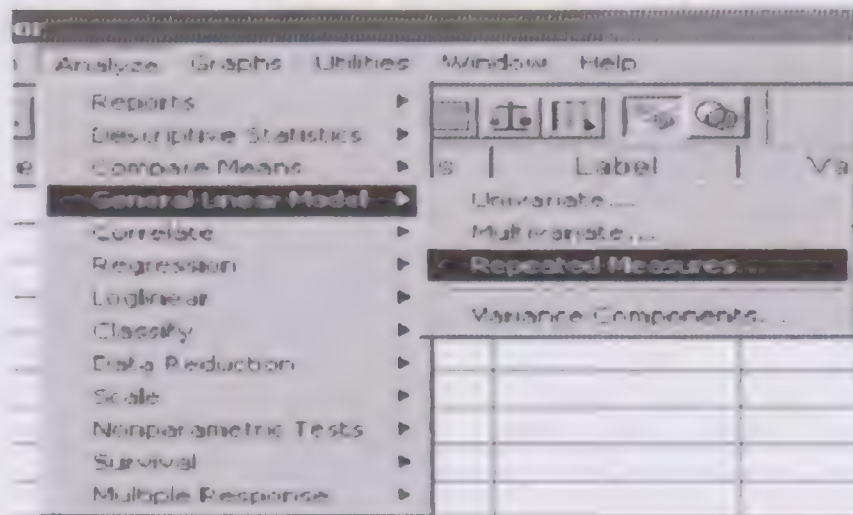
وفيما يلي خطوات إجراء هذا الاختبار باستخدام برنامج SPSS:

- بما أن البيانات ليست موجودة في ملف بيانات جاهزة، فإن أولى الخطوات هي إدخال البيانات إلى شاشة المحرر (كما سبق أن أوضحنا في الفصل الأول) في ثلاثة متغيرات يمثلون طرق التدريب المختلفة التي يراد المقارنة بينها، ثم نحفظ ملف البيانات تحت اسم "طرق التدريب".

- نفتح ملف البيانات المطلوب، ثم من قائمة Analyze نختار الأمر General Linear Model ثم نختار الأمر Repeated Measures كما هو موضح في الشكل التالي:

(شكل رقم ٧-١٧)

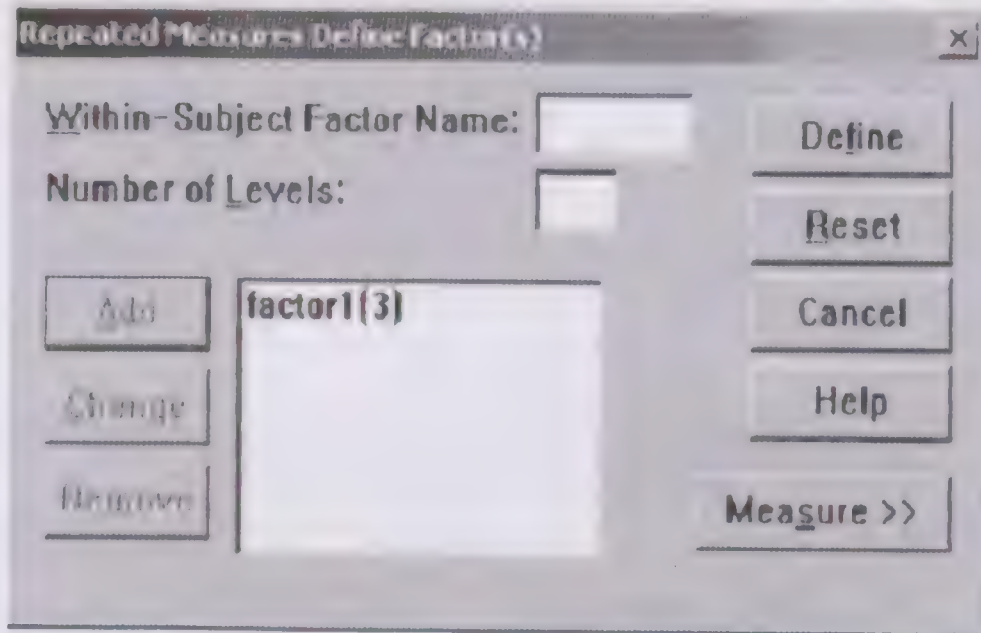
اختيار أمر القياسات المتكررة Repeated Measures



- عندما يتم اختيار Repeated Measures من القائمة، يوفر البرنامج نافذة تتضمن مربعاً للحوار يطلق عليه نفس الاسم: المقياس المتكررة Repeated Measures Define Factor. وكما يلاحظ أن البرنامج يوفر اسم Factor 1 أما Within Subject Factor Name وهو لا يعد ضمن المتغيرات التي تم إنشاؤها في ملف البيانات، ومن الأسهل هنا أن نستخدم هذا الاسم الافتراضي الذي يوفره الإجراء ذاته، كما يجب في هذا المثال أن ندخل الرقم (3) الذي يمثل عدد طرق التدريب المراد المقارنة بينها في خانة Number of Levels. وبعد ذلك نقوم بالنقر على زر Add. وذلك كما هو موضح في الشكل التالي:

(شكل رقم ٧-١٨)

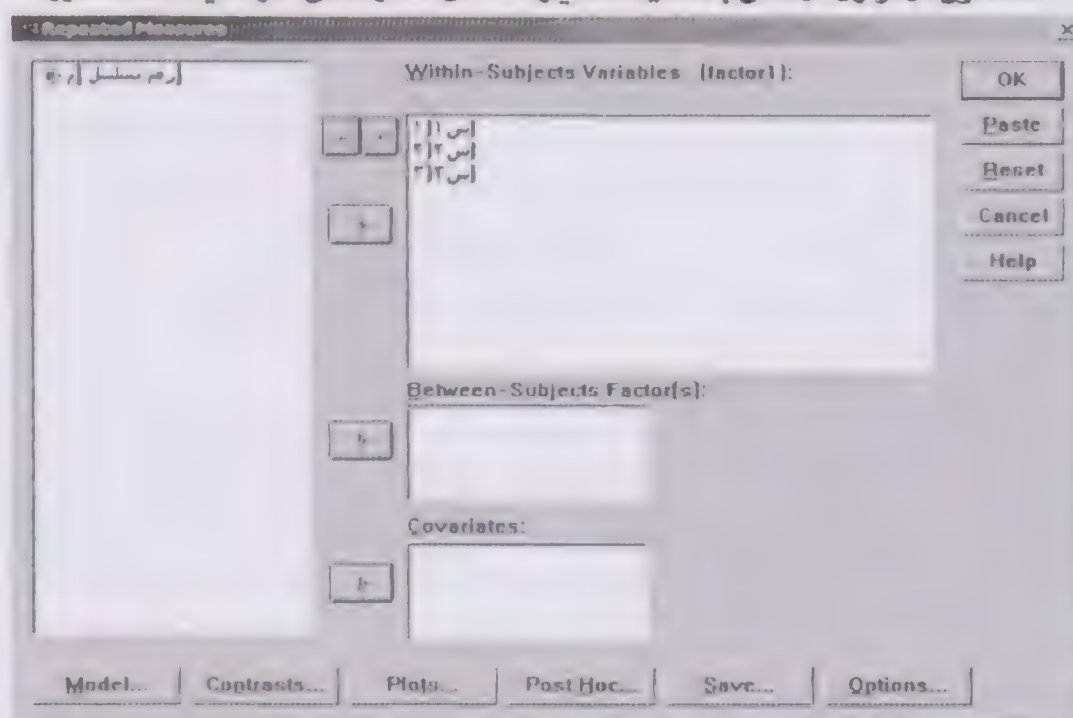
الصندوق الحوار الخاص بتحديد عدد مستويات المقارنة في أمر القياسات المتكررة



- في مربع الحوار السابق، نقوم بالنقر على Define لكي نحصل على نافذة Repeated Measures ونقوم فيها باختيار المتغيرات محل التحليل (طرق التدريب) لنقلها إلى المستطيل (factor 1) Within-Subject Variables. كما هو موضح بالشكل التالي:

(شكل رقم ٧-١٩)

الصندوق الحوارى الخاص بتحديد المتغيرات محل المقارنة فى أمر القياسات المتكررة



- فى النافذة السابقة يوجد خيارات أخرى كثيرة، إلا أنها خارج نطاق هذا المثال. والآن وبعد اختيار المتغيرات نقوم بالنقر على OK للتنفيذ، فنحصل على النتائج التالية:

هناك نتائج كثيرة ومتعددة ولكن المهم فى هذه النتائج ما يلى:

١ - مجموع المربعات بين الأفراد (SS Subject): والمشار إليه تحت ما يسمى Test of Between-Subject Effects وهو يساوى (٢٠٥٦.٦٧)، ودرجات الحرية (df) تساوى (١١)، وقيمة متوسط المربعات (MS) تساوى (٢٧٧.٨٨).

٢ - مجموع المربعات البواقي أو الخطأ (SS Error): والمشار إليه تحت ما يسمى Test of Within-Subject Effects أى المعالجة ضمن أو داخل الأفراد) يساوى (١٥٢٥.٣٣)، ودرجات الحرية (df) تساوى (٢٢)، وقيمة متوسط المربعات = ٦٩.٣٣.

٣ - مجموع المربعات بين المعالجات (طرق التدريب) (SS Treatment): والمشار إليه تحت ما يسمى Test of Within-Subject Effects وهو يساوى (٦٩٦٨)، ودرجات الحرية (df)

تساوى (٢)، وقيمة متوسط المربعات (MS) تساوى (٢٤٨٤)، ومن ثم قيمة (ف) التي تساوى (٥٠.٢٥)، كما تظهر قيمة الاحتمال المرتبط بالقيمة تحت ما يسمى (Sig) وهي تساوى (٠.٠٠٠٠).

ويمكن وضع النتائج السابقة فى جدول تحليل التباين فى اتجاه واحد فى حالة القياسات المتكررة، وذلك كما يلى:

(جدول رقم ٧-٢١)

جدول تحليل التباين أحادى الاتجاه فى حالة القياسات المتكررة للمقارنة بين طرق التدريب المختلفة

القيمة الاحتمالية Sig	قيمة (ف) المحسوبة (المختبر الإحصائي)	متوسط مجموع المربعات (تقدير التباين)	درجات الحرية	مجموع المربعات	مصدر التباين
٥٠.٢٢	٥٠.٢٢	٢٤٨٤	١	٦٩٦٨	بين المعالجات (طرق التدريب)
		٢٧٧.٨	١١	٣٠٥٦.٦٧	بين الأفراد (المفحوصين) Subject
		٦٩.٣٦	١٢	١٥٢٥.٣٣	داخل الأفراد (الخطأ أو السواقى) Residual

وحيث إن قيمة (Sig = 0.000) أقل من مستوى المعنوية المحدد مسبقاً من الباحث ($\alpha = 0.05$)، فإننا نرفض الفرض العدمى ونقبل الفرض البديل، أى تقبل بوجود فرق ذو دلالة بين طرق التدريب المختلفة فى التأثير على التحصيل فى مادة الإحصاء.

(جدول رقم ٧-٢٢)

نتائج SPSS الخاصة بتحليل التباين أحادى الاتجاه فى حالة القياسات المتكررة للمقارنة بين طرق التدريب المختلفة

Tests of Within-Subjects Effects

Measure: MEASURE_1

Source		Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
FACTOR1	Sphericity Assumed	6968.000	2	3484.000	50.250	.000
	Greenhouse-Geisser	6968.000	1.517	4594.470	50.250	.000
	Huynh-Feldt	6968.000	1.708	4079.214	50.250	.000
	Lower-bound	6968.000	1.000	6968.000	50.250	.000
Error (FACTOR1)	Sphericity Assumed	1525.333	22	69.333		
	Greenhouse-Geisser	1525.333	16.683	91.432		
	Huynh-Feldt	1525.333	18.790	81.178		
	Lower-bound	1525.333	11.000	138.667		

Tests of Between-Subjects Effects

Measure: MEASURE_1

Transformed Variable: Average

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Intercept	40000.000	1	40000.000	143.94	.000
Error	3056.667	11	277.879	8	

ملحوظة مهمة: وبالمثل، وكما هو الحال في اختبار تحليل التباين أحادي الاتجاه في حالة العينات المستقلة، إذا وجدنا أن قيمة F دالة إحصائياً بمعنى أننا رفضنا الفرض العدمي القائل بعدم وجود فروق بين المعالجات (طرق التدريس في مثالنا)، أي توصلنا إلى القول بأن هناك فروقاً جوهرية (معنوية) بين طرق التدريس المختلفة في تأثيرها على متوسط درجة تحصيل الطالب. في هذه الحالة فإن الباحث لا يتوقف عند هذا الحد، بل يود أن يحدد أي طريقة تدريس أكثر فاعلية، فقيمة F الدالة إحصائياً تخبرنا فقط بأن إحدى طرق التدريس الثلاث على الأقل تختلف عن طريقة أخرى على الأقل، أو أنها جميعاً تختلف عن بعضها البعض. وهذا يتطلب من الباحث إجراء بعض المقارنات بين المتوسطات التي حصل عليها لكي يستخلص أكبر قدر من المعلومات من بيانات دراسته، مثل ما هي أفضل طريقة للتدريس؟ هل هناك طريقتان غير مختلفتين بين الطرق الثلاث؟ ... وهكذا من التساؤلات. هذا الإجراء وهو ما عرفناه مسبقاً هو المقارنات المتعددة البعدية Post hoc or Posteriori. وبالمثل فإننا ننصح باستخدام أكثر الأساليب شيوعاً في البحوث النفسية والتربوية، وهي طريقة توkey، وطريقة شيفيه Scheffe وغيرها من الطرق.

إلا إنه لسوء الحظ لا يوفر إجراء Repeated Measures أيّاً من هذه المقارنات، ولعل أسهل طريقة للقيام بتنفيذ المقارنات المخططة أو البعدية ينحصر ببساطة في استخدام اختبار T للعينات الثنائية The Paired-Sample T Test (عبد اللطيف، ٢٠٠٢م: ١١٧)، وهذا الاختبار سبق الحديث عنه في الفصل السابق قسم (٦-٣-١).

(٢-٣-٧) الأساليب اللامعلمية:

عرضنا في القسم السابق أسلوب تحليل التباين للمقارنة بين المتوسطات الحسابية لعدة مجتمعات (مجموعات) مترابطة، وقد اتضح لنا أن هذا الأسلوب يستند إلى بعض

الشروط التي ينبغي توافرها في مقدمتها افتراض اعتدالية توزيع قيم المتغير التابع في المجتمع الأصلي الذي سحبت منه العينات المستقلة، كما ينبغي أن يكون مستوى قياس المتغير التابع من المستوى الفترى على الأقل. غير أن الباحث يتعامل في كثير من الأحيان مع متغيرات لا تعلق إلى المستوى الفترى، بل تكون عادة من المستويين الرتبي والاسمي، وأحياناً أخرى يقوم الباحث بجمع بيانات من المستوى الفترى ولكن التوزيع الأساسي للمجتمع غير معروف أو غير اعتدالي (أي لا يحقق متطلبات أسلوب تحليل التباين). فعندئذ يحتاج الباحث إلى أساليب لامعلمية مناسبة يستطيع استخدامها في المقارنة بين عدة عينات مترابطة، وهناك أنواع عديدة من الأساليب اللامعلمية تصلح لهذا الغرض، فمنها ما يختص بالمقارنة بين المجموعات ذات البيانات الاسمية، ومنها ما يختص بالمجموعات ذات البيانات الرتبية، وأحياناً حتى البيانات الفاصلة والنسبية. وفي هذا القسم سنقتصر على عرض أهم اختبارين يشيع استخدامهما في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية وهما:

أولاً - اختبار تحليل التباين لـ "فريدمان" The Friedman Test

قدمه العالم Friedman في عام ١٩٣٧ كبديل لامعلمي لتحليل التباين في حالة العينات المترابطة (القياسات المتكررة) إذا لم تتحقق الشروط التي يستند إليها هذا الأسلوب، فهو يستخدم عندما يجرى الباحث دراسته على أكثر من عینتين مرتبطتين، ويكون المتغير المستقل من النوع التصنيفي (الاسمي) والمتغير التابع من النوع الرتبي على الأقل، ويجوز أن يكون من النوع التصنيفي أيضاً (علام، ١٩٩٣م: ص: ٤٢٨). ويعتبر هذا الاختبار امتداداً لاختبار الإشارة واختبار إشارات الرتب لويكوكسن الذي يستخدم لاختبار الفرق بين مجموعتين غير مستقلتين (مترابطتين) ذات بيانات رتبية على الأقل، وتستمد هذه البيانات عادة من التجارب أو الحالات التي يعين فيها الأفراد في أكثر من مجموعتين تجريبيتين، وبالتالي فإن هذا الاختبار يستخدم عندما يود الباحث تحديد ما إذا كانت عدة عينات مترابطة قد سحبت من نفس المجتمع أم لا، وبالتالي فمن الضروري أن تكون العينات متساوية الحجم. ويمكن أن يجرى الاختبار على عينات يصل عدد أفراد كل منها إلى خمسة أفراد فأكثر.

وتكون الفروض المطلوب اختبارها هنا على الصورة:

- الفرض العدمي: عدم وجود فرق ذي دلالة إحصائية بين المواقف (أو الاختبارات أو المعالجات) محل الدراسة.
- الفرض البديل: وجود فرق ذي دلالة إحصائية بين المواقف (أو الاختبارات أو المعالجات) محل الدراسة.

وسوف نتعرف من خلال الحاسب (برنامج SPSS) إلى كيفية إجراء هذا الاختبار، وكيفية قراءة وتفسير النتائج، من خلال المثال التالي:

مثال (٧-٧) نفترض أن باحثاً اختار عينة عشوائية تتألف من (١٠) من خبراء التعليم وطلب من كل منهم إبداء رأيه في خمسة من التحديات التي تقف عائقاً أمام تطوير التعليم، وأن يقوم كل خبير بإعطاء رتبة رقم (١) للتحدي الذي يرى أنه أقل من غيره، ورتبة (٢) للتحدي الذي يليه ... وهكذا إلى أن تنتهي التحديات (خمسة تحديات في هذا المثال)، بمعنى آخر أن يضع الترتيب المناسب من ١ إلى ٥ أمام كل نوع من التحديات حسب أهميته من الأقل إلى الأكبر. وكانت البيانات كما يلي:

(جدول رقم ٧-٢٣)

آراء مجموعة من الخبراء في خمسة من التحديات التي تقف أمام تطوير التعليم

التحديات الخبراء	السياسية	الاقتصادية	الاجتماعية	الثقافية	العلمية والتقنية
١	٣	٢	١	٤	٥
٢	٢	١	٣	٥	٤
٣	١	٢	٣	٤	٥
٤	٢	١	٣	٥	٤
٥	٤	٣	٢	١	٥
٦	٤	٥	١	٣	٢
٧	١	٢	٣	٥	٤
٨	٤	٣	٥	٢	١
٩	٥	٤	٣	١	٢
١٠	٣	٢	١	٤	٥

وكان الباحث يريد التعرف على ما إذا كان هناك تحدٍ معين يفوق التحديات الأخرى من حيث إعاقة عملية تطوير التعليم أم أن هذه التحديات متساوية، أو بمعنى آخر هل هناك اختلاف معنوي بين آراء الخبراء حول التحديات الخمس (آراء الخبراء ليست موجهة نحو أي تحدٍ من هذه التحديات)؟ مستوى معنوية $\alpha = 0.05$.

الحل

وحيث إن البيانات المستمدة من الاستبانة من المستوى الرتبى، وحيث إن العينات التى لدينا عينات مرتبطة (قياسات متكررة)، ونظراً لأن توزيع الرتب فى كل معالجة على حدة ليس توزيعاً اعتدالياً أو تباينها متساوٍ (بمعنى آخر شروط تطبيق أسلوب تحليل التباين غير متوافرة)، لذلك سوف نستخدم اختبار فريدمان. وتكون الفروض التى نريد اختبارها:

- الفرض العدمي: لا يوجد فرق ذو دلالة إحصائية بين آراء الخبراء حول التحديات المختلفة، بمعنى أنه لا يوجد تحدٍ معين يفوق التحديات الأخرى من حيث إعاقة عملية تطوير التعليم (التحديات متساوية).

- الفرض البديل: يوجد فرق ذو دلالة إحصائية بين آراء الخبراء حول التحديات المختلفة، بمعنى أن آراء الخبراء موجهة نحو تحدٍ معين من هذه التحديات).

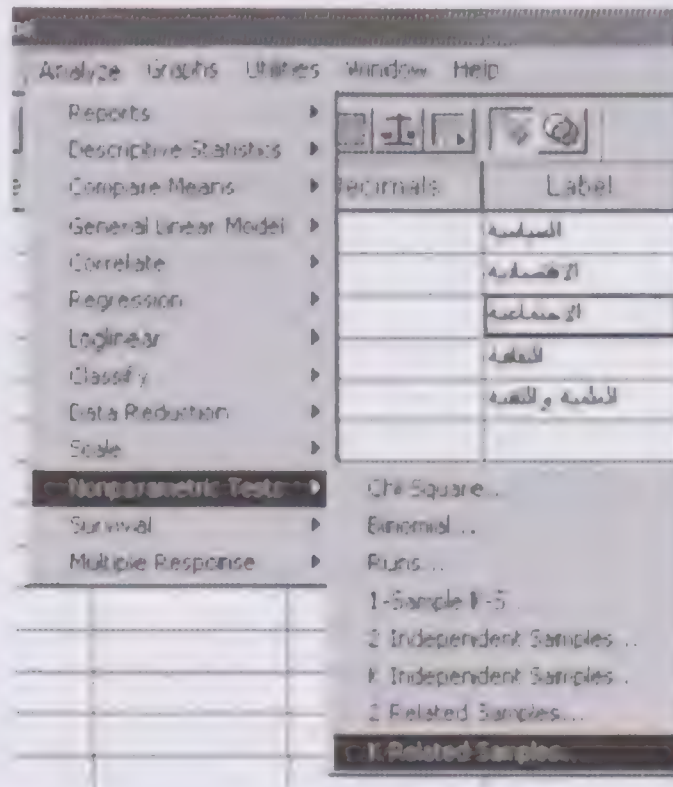
وفيما يلى خطوات إجراء هذا الاختبار باستخدام برنامج SPSS.

- ندخل البيانات (بافتراض أنها ليست موجودة فى الملفات) فى ملف يحتوى على خمسة متغيرات يمثلون التحديات (المجموعات) التى يراد المقارنة بينها، ثم نحفظ ملف البيانات تحت اسم تحديات التعليم.

- نفتح ملف البيانات المطلوب، ثم من قائمة Analyze نختار الأمر Nonparametric Tests نختار الأمر K Related Samples، كما هو موضح فى الشكل التالى:

(شكل رقم ٧-٢٠)

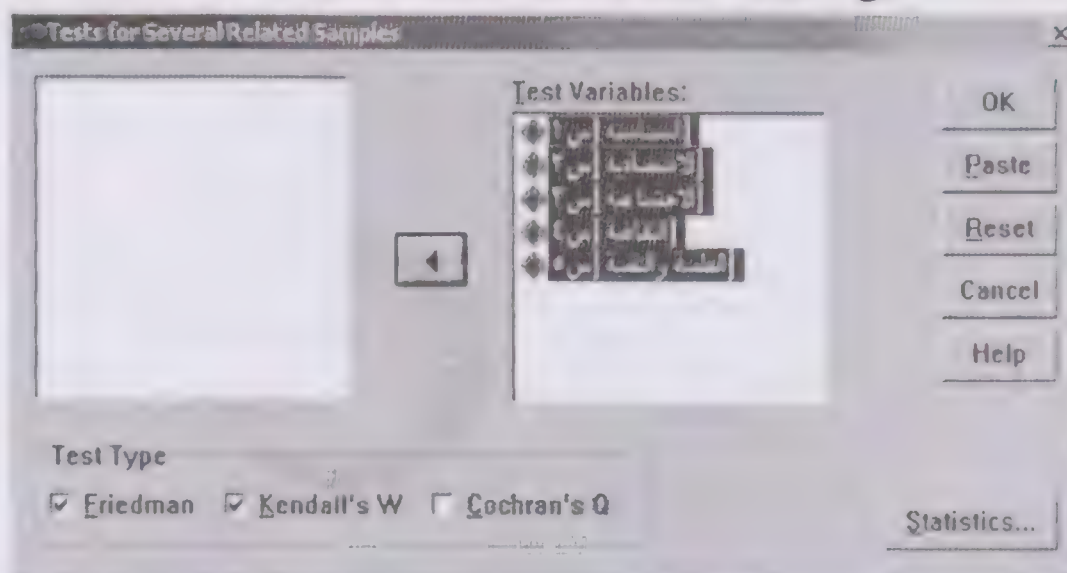
اختيار الأمر K Related Samples ضمن الاختبارات اللا معلمية Nonparametric Tests



- في الصندوق التالي الخاص بالأمر Tests for Several Related Samples نختار المتغيرات (من قائمة المتغيرات) التي تمثل المجموعات (التحديات في هذا المثال) المراد المقارنة بينها، ونقوم بنقلها إلى المستطيل المعنون بـ Test Variables. ثم نقوم بالنقر على خيار Friedman في المستطيل المعنون بـ Test Type، وهو الاختبار المراد تطبيقه هنا (يوجد اختبار آخر يصلح في هذه الحالة وهو اختبار كندال للاتفاق Kendall's W، كما يوجد اختبار كوكران Cochran's Q، ولكنه لا يصلح في هذه الحالة؛ لأنه يتطلب أن يكون المتغير التابع اسمياً وليس ترتيبياً)، انظر الشكل التالي:

(شكل رقم ٧-٢١)

مربع الحوار الخاص بأمر Tests for Several Related Samples



- في الصندوق الحوارى السابق، وبعد تحديد المتغيرات محل المقارنة، وبعد تحديد الاختبار المطلوب إجراؤه، نقوم بالنقر على الأمر Statistics لاختيار ما نريده من خيارات متاحة مثل بعض الإحصاءات الوصفية Descriptive (مثل المتوسط الحسابى، والانحراف المعياري ... إلخ)، وكذلك بعض مقاييس الموضع (المنينات) التى تسمى Quartiles، كما سبق أن أوضحنا فى جميع الاختبارات اللامعلمية السابق ذكرها. وبعد تحديد ما نريد نقوم بالنقر على الأمر Continue لنعود مرة أخرى للصندوق الأسمى، ونقوم فيه بالنقر على الأمر OK للتنفيذ، فنحصل على النتائج التالية:

تفسير نتائج اختبار فريدمان Friedman Test:

١ - الجدول الأول (٧-٢٤) يحتوى على بيانات تخص الرتب من حيث:

متوسط الرتب Mean Rank يقصد بها مجموع الرتب على حجم العينة، وتم حسابها لكل مجموعة على حدة، وهى فى التحديات السياسية تساوى (٢.٩٠)، وفى التحديات الاقتصادية تساوى (٢.٥)، وفى التحديات الاجتماعية تساوى (٢.٥)، وفى التحديات الثقافية تساوى (٣.٤)، وفى التحديات العلمية والتقنية تساوى (٣.٧).

(جدول رقم ٧-٢٤)
رتب آراء الخبراء تجاه التحديات الخمسة

Ranks	
	Mean Rank
س١ السياسية	2.90
س٢ الاقتصادية	2.50
س٣ الاجتماعية	2.50
س٤ الثقافية	3.40
س٥ العلمية والتقنية	3.70

٢ - أما الجدول الثاني (٧-٢٥) فيحتوى على نتائج الاختبار حيث تبين أن:

- قيمة المختبر الإحصائي كا^٢ (المحسوبة) هو (4.640) = Chi-Square.

- درجات الحرية df وهي عدد المجموعات ٥ - ١ = ٤ .

- القيمة المحسوبة لمستوى المعنوية الحقيقي للاختبار P-Value وهي تساوى هنا Asymp Sig. = 0.326 وهو أكبر من مستوى المعنوية الاسمى (المحدد مسبقاً من الباحث $\alpha = 0.05$)، وبالتالي فإننا لا نستطيع رفض الفرض العدمى وبالتالي لابد من قبوله، أى نقبل بأنه لا يوجد فرق ذو دلالة إحصائية بين آراء الخبراء حول التحديات المختلفة، بمعنى أنه لا يوجد تحد معين يفوق التحديات الأخرى من حيث إعاقة عملية تطوير التعليم (التحديات متساوية). وهى نفس النتيجة التى يمكن التوصل إليها من خلال مقارنة المختبر الإحصائي كا^٢ (المحسوبة) بالقيمة الجدولية كا^٢ (الجدولية).

(جدول رقم ٧-٢٥)
نتائج اختبار فريدمان للمقارنة بين آراء الخبراء تجاه التحديات الخمسة

Test Statistics ^a	
N	10
Chi-Square	4.640
df	4
Asymp. Sig.	.326

^a. Friedman Test

ملحوظة مهمة: هذا الإجراء في برنامج SPSS لا يمكننا من عمل المقارنات المتعددة في حالة رفض الفرض العدمي وقبول الفرض البديل، لذلك ننصح في حالة رفض الفرض العدمي، بمعنى وجود فروق ونريد معرفة الفروق بين أزواج المجموعات - أن نلجأ إلى عمل هذه المقارنات من خلال ما يلي:

المقارنات المتعددة في حالة استخدام اختبار فريدمان:

في حالة رفض الفرض العدمي وقبول الفرض البديل بوجود فروق ذات دلالة إحصائية بين المجموعات المترابطة، فإن هذه الفروق لا تزودنا بالمعلومات الكافية بشأن أى من هذه المجموعات يختلف بدلالة إحصائية عن الآخر. ولذلك فلا بد من إجراء مقارنات متعددة بين الاستجابات الخاصة بكل تجربتين أو موقفين أو مجموعتين على حدة، هذه المقارنات ستساعد على معرفة أى الفروق كان مسؤولاً عن الفرق العام الذي ظهر نتيجة تحليل التباين. ونظراً لأن اختبار فريدمان يعد تعميمًا لاختبار الإشارات في حالة العينتين المرتبطتين الذي تناولناه في الفصل السابق، فإن الباحث يستطيع إجراء جميع المقارنات الثنائية الممكنة بين أزواج هذه المجموعات باستخدام هذا الاختبار مستخدماً مستوى ذى ذيلين $[\alpha / \text{عدد المقارنات الممكنة}]$ ، حيث α تمثل خطأ الدراسة كلها وهو ما اختاره الباحث مسبقاً، وعدد المقارنات هو عبارة عن $[ك (ك - ١) / ٢]$. ولجعل المقارنات متسقة يمكن البدء بالمقارنة بين العينتين اللتين مجموع رتب درجات كل منهما أدنى وأعلى ثم بين هذا المجموع الأدنى والمجموع التالي للأعلى ... وهكذا حتى نحصل على فرق غير دالٍ فنتوقف، وننتقل إلى المجموع التالي للأدنى حيث نقارنه بالأعلى، ثم بالتالي للأعلى حتى نحصل على فرق غير دالٍ فنتوقف ... وهكذا حتى ننتهي من جميع المقارنات الثنائية (علام ١٩٩٣ م : ٤٤٥).

هناك طريقة أخرى للمقارنات المتعددة وهي أن نتبع نفس الأسلوب المتبع في اختبار كروسكال والاس، وحيث إن أحجام العينات هنا دائماً متساوية فإن الحد الأعلى للمقارنة بين أى فروق هو:

$$L.S.D = \text{ي} \times \text{جذر} \left\{ \frac{ك(ن + ١)}{٦} \right\} \quad (١٠-٧)$$

حيث: n هنا تمثل حجم العينة الكلية = $n \times k$ ، حيث ($n = n_1 = n_2 = \dots = n_k = n$)، k عدد المجموعات، α القيمة الحرجة من التوزيع الطبيعي المعياري التي تحجز مساحة على يسارها تساوى ($1 - \alpha$) حيث: $\alpha = \{ \alpha / k (k - 1) \}$ ، والجدول الموضح مسبقاً يعطى بعض القيم الحرجة (α) الشائعة الاستخدام فى ضوء مستوى المعنوية العام α ، وعدد المجموعات (المجتمعات) محل المقارنة (عاشور، ١٩٩٥م: ١١٨).

مقياس قوة العلاقة فى حالة استخدام اختبار فريدمان:

يود الباحث أحياناً تحديد درجة الاتفاق أو الاختلاف بين أفراد المجموعات المختلفة، فى هذه الحالة يوجد مقياس يسمى فى بعض الأحيان بمعامل الاتفاق يرمز له بالرمز (ω) وذلك كما يلى:

$$\omega = \frac{\text{كا}^2 (\text{المحسوبة})}{n(k-1)} \quad (٧-١١)$$

حيث: n تمثل حجم العينة، كا^2 (المحسوبة) هى قيمة المختبر الإحصائى، ومن الممكن الحصول عليها من مخرجات برنامج SPSS، وفى المثال السابق نجد أن:

$$\omega = \frac{4.64}{4 \times 10}$$

وبالتالى فإن $\omega = 0.12$ وتشير هذه القيمة إلى قدر ضعيف من الاتفاق بين أفراد المجموعات المختلفة. مع ملاحظة أن قيمة (ω) لا تصل إلى أقصى قيمة لها وهى الواحد.

ملحوظة: يوجد اختبار آخر يماثل اختبار فريدمان، مع توضيحه لمقياس قوة العلاقة (معامل الاتفاق). هذا الاختبار هو اختبار كندال، ومن الممكن الحصول على نتائج من خلال برنامج SPSS وبنفس الإجراء الخاص باختبار فريدمان بعد التأشير عليه.

تفسير نتائج اختبار كندال للاتفاق Kendall's W Test:

١ - الجدول الأول (٢٦-٧) يحتوى على بيانات تخص الرتب، وهو نفس الجدول الموضح فى نتائج اختبار فريدمان، فيحتوى على متوسط الرتب Mean Rank ويقصد بها مجموع الرتب على حجم العينة، ويتم حسابها لكل مجموعة على حدة، وهى فى التحديات السياسية تساوى (٢.٩٠)، وفى التحديات الاقتصادية تساوى (٢.٥)، وفى التحديات الاجتماعية تساوى (٢.٥)، وفى التحديات الثقافية تساوى (٣.٤)، وفى التحديات العلمية والتقنية تساوى (٣.٧).

(جدول رقم ٢٦-٧)

رتب آراء الخبراء تجاه التحديات الخمسة

Ranks

	Mean Rank
س١ السياسية	2.90
س٢ الاقتصادية	2.50
س٣ الاجتماعية	2.50
س٤ الثقافية	3.40
س٥ العلمية والتقنية	3.70

٢ - أما الجدول الثانى (٢٧-٧) فيحتوى على نتائج الاختبار حيث تبين أن:

- قيمة المختبر الإحصائى كاي^٢ (المحسوبة) هو (4.640) = Chi-Square

- درجات الحرية df وهى عدد المجموعات ١-٥ = ٤ .

- القيمة المحسوبة لمستوى المعنوية الحقيقى للاختبار P-Value وهى تساوى هنا

Asymp Sig. = 0.326 وهو أكبر من مستوى المعنوية الاسمى (المحدد مسبقاً من الباحث)

$\alpha = 0.05$ وبالتالي فإننا لا نستطيع رفض الفرض العدمى وبالتالي لابد من قبوله، أى

نقبل بأنه لا يوجد اتفاق ذو دلالة إحصائية بين آراء الخبراء حول التحديات المختلفة،

بمعنى أنه لا يوجد تحد معين يفوق التحديات الأخرى من حيث إعاقه عملية تطوير

التعليم (التحديات متساوية). وهى جميعاً نفس نتائج اختبار فريدمان.

- يوجد هنا نتيجة إضافية عن نتائج اختبار فريدمان، وتتمثل في قيمة معامل الاتفاق المحسوب من بيانات العينة، وهو هنا يساوى (٠.١١٦). مما يعنى أن هناك اتفاقاً ضعيفاً (لأن قيمة المعامل أقل من ٠.٥٠) في آراء الخبراء حول التحديات ولكنه أيضاً اتفاق غير معنوى بناء على الخطوة السابقة (مقارنة Asymp Sig. مع α).

(جدول رقم ٧-٢٧)

نتائج اختبار كندال للمقارنة بين آراء الخبراء تجاه التحديات الخمسة

Test Statistics^a

N	10
Chi-Square	4.640
df	4
Asymp. Sig.	.326

^a Kendall's Coefficient of Concordance

ثانياً - اختبار كوكران (ك) للعينات المرتبطة The Cochran (Q) Test

يستخدم فى حالة وجود عدة عينات عشوائية مترابطة ذات استجابات اسمية ثنائية التصنيف كأن تكون الاستجابة بنعم - لا، أو بموافق - غير موافق، أو أفضل - لا أفضل، ويستعاض عنهما عادة بـ (١) أو (صفر)، ونود الكشف عن دلالة الفروق بين المواقف أو الاختبارات (أو المعالجات) التى سحبت منها هذه العينات المترابطة. ويعتبر هذا الاختبار تعميماً لاختبار ماكنمار لدلالة الفروق بين مجموعتين مترابطتين والسابق الحديث عنه فى الفصل السابق.

ولأجل توضيح كيفية استخدام اختبار كوكران فى اختبار الفرض العدمى المتعلق بالمقارنة بين عدة عينات مترابطة، سوف نتعرف من خلال الحاسب (برنامج SPSS) على كيفية إجراء هذا الاختبار، وكيفية قراءة وتفسير النتائج، من خلال المثال التالى:

مثال (٧-١٣) أراد باحث أن يتعرف على التغيير فى اتجاهات المراجعين تجاه أحد مراكز الرعاية الصحية الأولية وذلك خلال أربع فترات زمنية مختلفة، من حيث رضاهم أو عدم رضاهم عن الخدمات والرعاية التى يقدمها هذا المركز. ولذلك اختار عينة عشوائية مكونة من (١٥) مراجعاً من المراجعين المترددين باستمرار على هذا المركز، وجمع بيانات عن رضاهم (١) أم عدم رضاهم (صفر) عن الخدمات فى الفترات الزمنية المختلفة فكانت النتائج كما يلى:

(جدول رقم ٧-٢٨)

التغيير في اتجاهات المراجعين تجاه أحد مراكز الرعاية الصحية الأولية وذلك خلال أربع فترات زمنية مختلفة

المرجعون	الفترة	الأولى	الثانية	الثالثة	الرابعة
١	صفر	صفر	صفر	صفر	١
٢	صفر	١	١	١	١
٣	١	١	١	١	١
٤	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر
٥	صفر	صفر	١	١	صفر
٦	١	١	١	١	١
٧	١	١	صفر	١	١
٨	١	صفر	صفر	صفر	صفر
٩	١	١	١	صفر	١
١٠	صفر	صفر	صفر	١	١
١١	صفر	صفر	١	١	صفر
١٢	١	١	١	١	١
١٣	صفر	صفر	١	١	١
١٤	صفر	صفر	١	صفر	١
١٥	١	١	١	صفر	صفر

اختبر ادعاء الباحث بأن هناك فروقاً في اتجاهات المراجعين في الفترات الزمنية المختلفة عند مستوى معنوية $\alpha = 0.05$.

الحل

وحيث إن البيانات المستمدة من الاستبانة من المستوى الاسمي ثنائى التقسيم، وحيث إن العينات التى لدينا عينات مرتبطة (قياسات متكررة)، لذلك فإن الاختبار المناسب هنا هو اختبار كوكران، وتكون الفروض التى نريد اختبارها:

- الفرض العدمى: لا يوجد فرق ذو دلالة إحصائية فى اتجاهات المراجعين تجاه مراكز الرعاية الصحية الأولية محل الدراسة، وذلك خلال الفترات الزمنية الأربعة المختلفة (الاتجاهات لم تتغير تغيراً معنوياً خلال الفترات الزمنية).

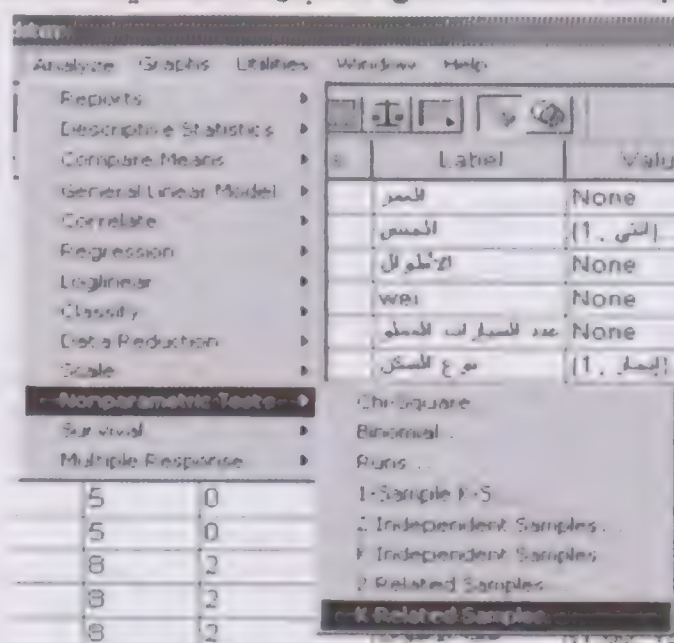
- الفرض البديل: هناك فرق ذو دلالة إحصائية فى اتجاهات المراجعين تجاه مراكز الرعاية الصحية الأولية محل الدراسة، وذلك خلال الفترات الزمنية الأربعة المختلفة (الاتجاهات تغيرت تغيراً معنوياً خلال الفترات الزمنية).

- ندخل البيانات (بافتراض أنها ليست موجودة فى الملفات) فى ملف يحتوى على أربعة متغيرات تمثل الفترات الزمنية (المجموعات) التى يراد المقارنة بينها، ثم نحفظ ملف البيانات تحت اسم رضا المراجعين ٣.

- نفتح ملف البيانات المطلوب، ثم من قائمة Analyze نختار الأمر Nonparametric Tests ثم نختار الأمر K Related Samples، كما هو موضح فى الشكل التالى:

(شكل رقم ٧-٢٢)

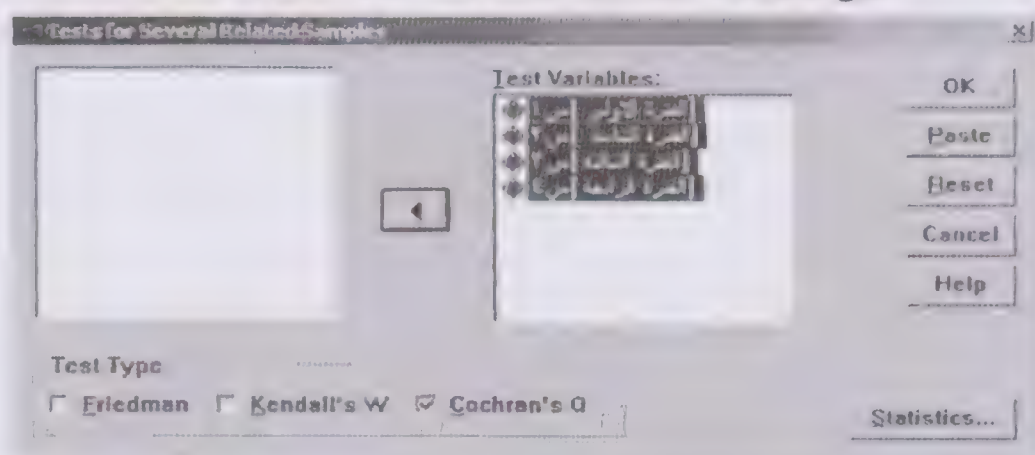
اختيار الأمر K Related Samples ضمن الاختبارات اللامعلمية Nonparametric Tests



- في الصندوق التالي الخاص بالأمر Tests for Several Related Samples، نختار المتغيرات (من قائمة المتغيرات) التي تمثل المجموعات (التحديات في هذا المثال) المراد المقارنة بينها، ونقوم بنقلها إلى المستطيل المعنون بـ Test Variables ثم نقوم بالنقر على خيار Cochran's في المستطيل المعنون بـ Test Type، وهو الاختبار المطلوب هنا انظر الشكل التالي:

(شكل رقم ٧-٢٣)

مربع الحوار الخاص بأمر Tests for Several Related Samples



- في الصندوق الحوارى السابق، وبعد تحديد المتغيرات محل المقارنة، وبعد تحديد الاختبار المطلوب إجراؤه، نقوم بالنقر على الأمر Statistics لاختيار ما نريده من خيارات متاحة مثل بعض الإحصاءات الوصفية Descriptive وكذلك بعض مقاييس الموضع (الربيعيات) التي تسمى Quartiles، كما سبق أن أوضحنا فى جميع الاختبارات اللامعلمية السابق ذكرها. وبعد تحديد ما نريد نقوم بالنقر على الأمر Continue لنعود مرة أخرى للصندوق الأسمى، الذى نقوم فيه بالنقر على الأمر OK للتنفيذ، فنحصل على النتائج التالية:

Cochran Test

١ - الجدول الأول (٢٩-٧) يحتوى على الجدول التكرارى المزدوج الذى يتضمن عدد المفردات التى أجابت بنعم أو راضٍ (١)، وعدد المفردات التى أجابت بلا أو غير راضٍ (صفر)، وذلك لكل فترة من الفترات الزمنية (المجموعات).

(جدول رقم ٧-٢٩)

الجدول المزدوج

Frequencies

	Value	
	0	1
س١ الفترة الأولى	8	7
س٢ الفترة الثانية	5	10
س٣ الفترة الثالثة	6	9
س٤ الفترة الرابعة	5	10

٢ - أما الجدول الثاني (٧-٣٠) فيحتوى على نتائج الاختبار حيث تبين أن:

- قيمة المختبر الإحصائى كا^٢ (المحسوبة) هو $Cochran's Q = (1.895)$.

- درجات الحرية df وهى عدد المجموعات $4-1=3$.

- القيمة المحسوبة لمستوى المعنوية الحقيقى للاختبار P-Value وهى تساوى هنا $Asymp. Sig. = 0.595$ وهو أكبر من مستوى المعنوية الاسمى (المحدد مسبقاً من الباحث $\alpha = 0.05$)، وتبعاً لذلك فإننا لا نستطيع رفض الفرض العدمى وبالتالي لابد من قبوله، أى نقبل بأنه لا يوجد فرق ذو دلالة إحصائية بين اتجاهات المراجعين خلال الفترات الزمنية المختلفة. ومن الممكن اتخاذ القرار من خلال مقارنة قيمة المختبر الإحصائى $Cochran's Q$ بقيمة كا^٢ (الجدولية)، فإذا كانت قيمة المختبر الإحصائى Q أكبر من القيمة الجدولية نرفض الفرض العدمى، والعكس صحيح.

(جدول رقم ٧-٣٠)

نتائج اختبار كوكران للمقارنات بين الاتجاهات فى الفترات المختلفة

Test Statistics

N	15
Cochran's Q	1.895 ^a
df	3
Asymp. Sig.	.595

^a. 0 is treated as a success.

ملحوظة مهمة: هذا الإجراء في برنامج SPSS لا يمكننا من عمل المقارنات المتعددة في حالة رفض الفرض العدمي وقبول الفرض البديل، لذلك ننصح في حالة رفض الفرض العدمي بمعنى وجود فروق، ونريد معرفة الفروق بين أزواج المجموعات - أن نلجأ إلى عمل هذه المقارنات المتعددة كما يلي:

المقارنات المتعددة في حالة استخدام اختبار كوكران:

في حالة رفض الفرض العدمي وقبول الفرض البديل القائل بوجود فروق ذات دلالة إحصائية بين المجموعات المترابطة، فإن هذه الفروق لا تزودنا بالمعلومات الكافية بشأن أى من هذه المجموعات يختلف بدلالة إحصائية عن الآخر. ولذلك فلا بد من إجراء مقارنات متعددة بين الاستجابات الخاصة بكل تجربتين أو موقفين أو مجموعتين على حدة، هذه المقارنات ستساعد على معرفة أى الفروق كان مسنولاً عن الفرق العام الذى ظهر نتيجة تحليل التباين. ونظراً لأن اختبار كوكران يعد تعميماً لاختبار ماكنمار في حالة العينتين المرتبطتين وهو ما تناولناه في الفصل السابق، فإن الباحث يستطيع إجراء جميع المقارنات الثنائية الممكنة بين أزواج هذه المجموعات باستخدام هذا الاختبار مستخدماً مستوى ذا ذيلين $[\alpha / \text{عدد المقارنات الممكنة}]$ ، حيث (α) تمثل خطأ الدراسة كلها الذى يختاره الباحث مسبقاً، وعدد المقارنات هو عبارة عن $[K(K-1) / 2]$. (توفيق، ١٩٨٥م: ١٧٤).

(جدول رقم ٧-٢٩)

الجدول المزدوج

Frequencies

	Value	
	0	1
س١ الفترة الأولى	8	7
س٢ الفترة الثانية	5	10
س٣ الفترة الثالثة	6	9
س٤ الفترة الرابعة	5	10

٢ - أما الجدول الثاني (٧-٣٠) فيحتوى على نتائج الاختبار حيث تبين أن:

- قيمة المختبر الإحصائى كا^٢ (المحسوبة) هو $Cochran's Q = (1.895)$.

- درجات الحرية df وهى عدد المجموعات $4-1=3$.

- القيمة المحسوبة لمستوى المعنوية الحقيقى للاختبار P-Value وهى تساوى هنا $Asymp. Sig. = 0.595$ وهو أكبر من مستوى المعنوية الاسمى (المحدد مسبقاً من الباحث $\alpha = 0.05$)، وتبعاً لذلك فإننا لا نستطيع رفض الفرض العدمى وبالتالي لابد من قبوله، أى نقبل بأنه لا يوجد فرق ذو دلالة إحصائية بين اتجاهات المراجعين خلال الفترات الزمنية المختلفة. ومن الممكن اتخاذ القرار من خلال مقارنة قيمة المختبر الإحصائى $Cochran's Q$ بقيمة كا^٢ (الجدولية)، فإذا كانت قيمة المختبر الإحصائى Q أكبر من القيمة الجدولية نرفض الفرض العدمى، والعكس صحيح.

(جدول رقم ٧-٣٠)

نتائج اختبار كوكران للمقارنات بين الاتجاهات فى الفترات المختلفة

Test Statistics

N	15
Cochran's Q	1.895 ^a
df	3
Asymp. Sig.	.595

^a. 0 is treated as a success.

الفصل الثامن

تحليل الارتباط

موضوعات الفصل:

- مقاييس الارتباط إذا كان كل من المتغيرين من المستوى الكمي.
- مقاييس الارتباط إذا كان كل من المتغيرين من المستوى الرتبي.
- مقاييس الارتباط إذا كان كل من المتغيرين من المستوى الاسمي.
- مقاييس الارتباط إذا كان أحد المتغيرين من المستوى الاسمي والآخر من المستوى الرتبي.
- مقاييس الارتباط إذا كان أحد المتغيرين من المستوى الاسمي والآخر من المستوى الكمي.
- مقاييس الارتباط إذا كان أحد المتغيرين من المستوى الرتبي والآخر من المستوى الكمي.
- بعض المقاييس الأخرى لدراسة العلاقة بين المتغيرين.
- استخدام الحاسوب.

أهداف الفصل الثامن:

بعد الانتهاء من هذا الفصل ينبغي أن تكون قادراً على:

- ١ - إجراء تحليل استدلالي لبعض المقاييس (المعاملات) المستخدمة في دراسة العلاقة بين متغيرين من المستوى الكمي مثل: معامل الارتباط الخطي البسيط لبيرسون، ومعامل الارتباط الجزئي.
- ٢ - إجراء تحليل استدلالي لبعض المقاييس (المعاملات) المستخدمة في دراسة العلاقة بين متغيرين من المستوى الرتبي مثل: معامل ارتباط الرتب لسبيرمان، ومعامل ارتباط جاما، ومعامل ارتباط كندال.
- ٣ - إجراء تحليل استدلالي لبعض المقاييس (المعاملات) المستخدمة في دراسة العلاقة بين متغيرين من المستوى الاسمي مثل: معامل فاي، ومعامل كرامير، ومعامل التوافق، معامل التنبؤ لجتمان (لبدا).
- ٤ - إجراء تحليل استدلالي لبعض المقاييس (المعاملات) المستخدمة في دراسة العلاقة بين متغيرين أحدهما من المستوى الاسمي والآخر من المستوى الرتبي مثل: معامل الارتباط الثنائي للرتب، ومعامل ثيتا للارتباط.
- ٥ - إجراء تحليل استدلالي لبعض المقاييس (المعاملات) المستخدمة في دراسة العلاقة بين متغيرين أحدهما من المستوى الاسمي والآخر من المستوى الكمي مثل: معامل الارتباط الثنائي المتسلسل، ومعامل إيبسلون، ومعامل إيتا.
- ٦ - إجراء تحليل استدلالي لبعض المقاييس (المعاملات) المستخدمة في دراسة العلاقة بين متغيرين أحدهما من المستوى الرتبي والآخر من المستوى الكمي مثل: معامل الارتباط المتسلسل المتعدد لجاسين.
- ٧ - إجراء تحليل استدلالي لبعض المقاييس الأخرى المستخدمة في دراسة العلاقة بين متغيرين مثل: معامل كايا، ومعدل المفاضلة.
- ٨ - تنفيذ وقراءة نتائج جميع الاختبارات السابقة الخاصة بدراسة العلاقة بين متغيرين باستخدام برنامج الـ SPSS.

(٨-١) مقدمة:

إن استقصاء وجود علاقة ما بين المتغيرات، ونوع واتجاه وقوة تلك العلاقة يعد هدفاً رئيساً من أهداف البحث العلمي باختلاف ميادينه. فقد يكون من الضروري التعرف على نوع وقوة العلاقة بين متغيرين مهمين كالتحصيل الدراسي لمجموعة من الطلبة بمرحلة معينة ومستوى الدخل السنوي لأولياء أمور هؤلاء الطلبة، بهدف رسم سياسة توجيهية وإرشادية لأبناء المجتمع. أو قد يكون من المهم دراسة علاقة متغيرات تتعلق بقضايا العرض لعدد من السلع الزراعية مع متغيرات تتعلق بحجم القوى الشرائية للسوق المحلية في بلد ما، بقصد رسم سياسة تسويق زراعية ووطنية فاعلة لتوجيه عمليات الاستثمار، وضبط مجالات الإنفاق والإنتاج. أو قد يكون من المهم دراسة علاقة متغيرات تتعلق بقضايا إعلامية وسياسية مثل دراسة العلاقة بين مستوى الثقافة السياسية ومدى قراءة الصحف، مما يجعل متخذ القرار يعدل من سياساته أو خطته الإعلامية أو إستراتيجيته في توصيل الخدمة الصحفية. أو يكون من المفيد دراسة العلاقة بين متغيرين مهمين في مجال الإدارة مثل الثقافة التنظيمية وعلاقتها بكفاءة الأداء.

إن قياس نوع ومقدار العلاقة بين المتغيرات يدعى الارتباط *Correlation*، والذي من خلاله يمكننا التنبؤ *Prediction* بظاهرة أو موقف ما من خلال ما يعرف بعملية الانحدار *Regression* (Glass and Hopkins, 1996). ولا شك أن الارتباط والانحدار وجهان يكمل بعضهما الآخر، إذ لن يكون التنبؤ دقيقاً إذا معنى إلا إذا كان معامل الارتباط قوياً، والعكس صحيح. ويقاس الارتباط بين متغيرين بمؤشر كمي هو معامل الارتباط *Correlation Coefficient*، ويفيد في الحالات التالية (زايد، ٢٠٠٤: ١٦١).

- تحديد قوة الارتباط بين المتغيرين، أي بيان ما إذا كان الارتباط قوياً أم متوسطاً أم ضعيفاً أم منعدماً.

- تحديد اتجاه العلاقة بين المتغيرين، أي بيان ما إذا كانت العلاقة طردية (أو موجبة)، أم عكسية (أو سالبة).

- تحليل علاقة السببية *Causal Relation* بين المتغيرات.

- يساعد معامل الارتباط في عمليات التنبؤ خاصة عندما يكون كبيراً أو يقارب الواحد الصحيح.

- تعد مقاييس الارتباط من المؤشرات الهامة في قياس الصدق والثبات والموضوعية للاختبارات والمقاييس السيكولوجية.

وتتراوح قيمة معامل الارتباط بين -1 و $+1$ ، وتكون درجة العلاقة قوية كلما اقترب مقدار معامل الارتباط من -1 أو $+1$. وتعرف العلاقة بأنها تامة *Perfect* عندما يكون

معامل الارتباط يساوى (١) سواء كان المعامل موجباً أو سالباً. كما تنمحي العلاقة بين المتغيرين إذا اقتربت قيمة معامل الارتباط من الصفر. وتشير الإشارة إلى اتجاه العلاقة بين المتغيرات، حيث تنبئ الإشارة الموجبة لمعامل الارتباط بوجود علاقة موجبة أو طردية، بينما تعلمنا الإشارة السالبة بوجود علاقة سالبة أو عكسية. والعلاقة الموجبة تعنى أن المتغيرين يسيران بنفس الاتجاه. أى أن الزيادة على متغير تقابلها زيادة على المتغير الآخر، وانخفاضها فى متغير يقابلها انخفاض فى المتغير الآخر. أما العلاقة السالبة فتعنى أن المتغيرين يسيران باتجاهين متضادين، فزيادة الدرجات على أحد المتغيرين يقابلها انخفاض فى المتغير الآخر والعكس بالعكس (النبهان، ٢٠٠١م: ٢١١). عند النظر إلى درجات مجموعتين من الطلبة فى مادتي الإحصاء والإدارة كما يلي:

(جدول رقم ٨-١)

درجات مجموعتين من الطلبة فى مادتي الإحصاء والإدارة

مجموعة رقم (٢)		مجموعة رقم (١)	
إدارة	إحصاء	إدارة	إحصاء
٢٨	٢٢	٢٥	٢٢
٢٧	٢٣	٢٦	٢٣
٢٦	٢٤	٢٧	٢٤
٢٥	٢٥	٢٨	٢٥
٢٤	٢٦	٢٩	٢٦
٢٣	٢٧	٣٠	٢٧
٢٢	٢٨	٣١	٢٨
٢١	٢٩	٣٢	٢٩
٢٠	٣٠	٣٣	٣٠
١٩	٣١	٣٤	٣١

يمكن التنبؤ بأن العلاقة بين درجتى مادتي الإدارة والإحصاء للمجموعة الأولى موجبة: لأن درجات الطلبة فى المادتين فى ازدياد، بينما تبدو العلاقة فى المجموعة الثانية سالبة: لأن درجات الطلبة فى المادتين تسيران باتجاهين مختلفين، فهى فى تزايد فى مادة الإحصاء وتناقص فى الإدارة.

أما عندما تتوافر بيانات عن متغيرين لا تتوافر بينهما علاقة خطية، أو تكون العلاقة بينهما ضعيفة، فإن القيم فى المتغيرين لا تأخذ ترتيباً ثابتاً (Glass and Hopkins, 1996).

فقد تجد قيمة عالية من أحد المتغيرين متوافقة مع قيمة صغيرة من المتغير الآخر والعكس صحيح، أو قد تكون العلاقة قوية ولكنها غير خطية، أو تكون العلاقة غير موجودة أحياناً كما في المثال التالي لمجموعتين من البيانات.

(جدول رقم ٨-٢)

درجات مجموعتين من الطلبة في مادتي الإحصاء والإدارة

مجموعة رقم (٢)		مجموعة رقم (١)	
إحصاء	إدارة	إحصاء	إدارة
١٢	٨	١٢	١٠
٩	٨	٩	١٨
٧	٨	٧	١٢
٥	٨	٥	٦
١	٨	١	١٤

ففي كلتا المجموعتين تبدو العلاقة ضعيفة أو غير خطية في المجموعة الأولى، في حين أنها غير موجودة في المجموعة الثانية. وعلى كل حال، فإن الجدول التالي (٨-٣) يبين مدى قوة معامل الارتباط بدلالة القيمة العددية التي يشير إليها.

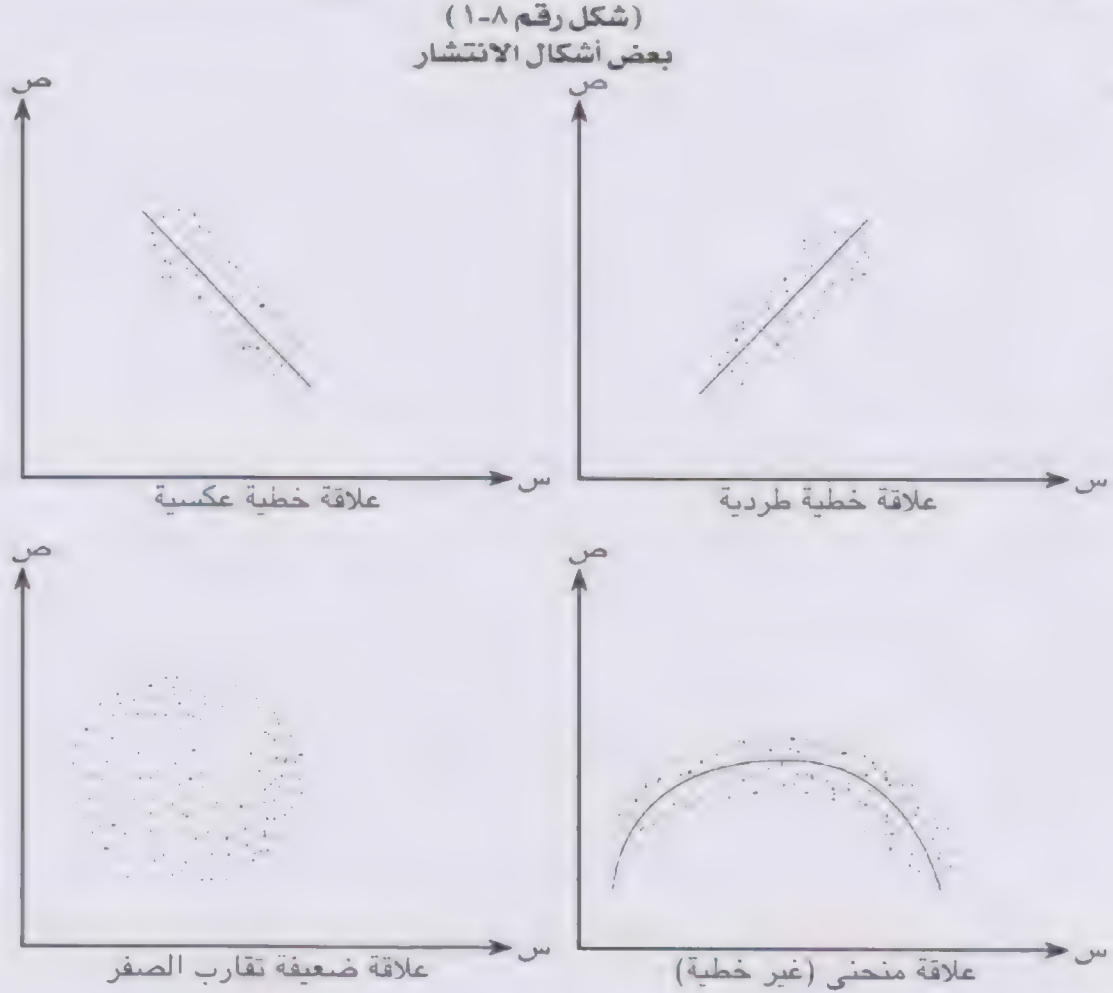
(جدول رقم ٨-٣)

قوة معامل الارتباط بدلالة القيمة العددية له

مدى معامل الارتباط	قوة معامل الارتباط
١ + أو ١ -	تام
من ٠.٨٠ إلى ٠.٩٩	عال جداً
من ٠.٦٠ إلى ٠.٧٩	عال
من ٠.٤٠ إلى ٠.٥٩	متوسط
من ٠.٢٠ إلى ٠.٣٩	ضعيف
من ٠.٠١ إلى ٠.١٩	ضعيف جداً
صفر	لا يوجد علاقة خطية

ويجب التنويه هنا بأن إشارة معامل الارتباط لا تشير إلى قوة العلاقة بل إلى اتجاهها فقط. ففوق معامل الارتباط (٠.٨٠-) تساوى تماماً قوة معامل الارتباط (٠.٨٠+)، والأشكال

التالية رقم (٨-١) تمثل بعض العلاقات المختلفة بالأشكال الانتشارية Scatter Diagrams التي تمثل كل نقطة فيها زوجاً مرتباً من الملاحظات أو قيمة لكل من س، ص على الترتيب:



الارتباطية والسببية Association and Causation:

إن تفسير معامل الارتباط يحتاج إلى قدر كبير من الحذر. فكثيراً ما يقفز الباحث إلى استنتاج غير مضبوط بالنسبة لعلاقة التأثير - السببية. إن قيمة معامل الارتباط القريبة من الواحد تشير إلى أن القيم الكبيرة نسبياً لأحد المتغيرين تميل أن تكون مرافقة (مزاملة) مع القيم الكبيرة نسبياً للمتغير الآخر. وهذا لا يكافئ القول بأن القيمة الكبيرة لأحد المتغيرين تجعل قيمة المتغير الآخر كبيرة. إن الارتباط يقيس مدى التزامل أو الترابط

Association، ولكن الارتباط لا يعنى السببية Causation. إنه كثيراً ما يحدث أن يكون متغيران اثنان على درجة عالية من الارتباط، ليس بسبب أن أحد المتغيرين يكون مرتبطاً ارتباطاً سببياً بالآخر، ولكن لأن المتغيرين يكونان مرتبطتين بقوة مع متغير آخر يطلق عليه المتغير الكامن (المستتر) Lurking Variable والارتباط الناتج يطلق عليه الارتباط الزائف.

إن التجارب العملية تشير إلى أن وجود علاقة ارتباطية بين متغيرين (خطية كانت أو انحنائية) لا يعنى بالضرورة أن أحدهما سبب في حدوث الآخر. وخير مثال على ذلك تعاقب الليل والنهار، إذ إن مجيء أحدهما قبل الآخر، أو ارتباط أحدهما بالآخر لا يعنى أن أحدهما يسبب الآخر (Gay and Airaisan, 2000) وكذلك إذا كان هناك علاقة قوية بين قياس قدم الإنسان ومعدل ذكائه، لا يعنى بأى حال من الأحوال أن حجم القدم أو قياس الحذاء يسبب الذكاء. وإن صحت العلاقة الارتباطية المزعومة، فهي إنما كانت بسبب وجود عوامل أخرى كالعمر ومعدل النمو الذى يترافق حتماً مع ارتفاع فى معدل الذكاء، ومعروف أن النمو عموماً يعنى نمواً فى القدرات وفى أعضاء الجسم كحجم القدم أو طول أصابع اليد وغيرها.

ومن ناحية أخرى فإن وجود علاقة سببية بين عاملين ربما يؤدي إلى ظهور ارتباط بينهما بشكل أو بآخر. فإذا كان انخفاض درجة حرارة الجو ووجود الغيوم فى الجو يسبب هطول المطر، فإن هطول المطر يرتبط قطعاً بدرجة حرارة الجو. ولا يتسع المجال هنا للحديث تفصيلاً عن العلاقة بين السببية والارتباطية. إذ يندرج ذلك تحت أبواب خاصة فى مواضيع البحث العلمى ومناهجه التى تقع خارج سياق هذا الكتاب.

وأكثر أنواع معاملات الارتباط استخداماً هو معامل ارتباط بيرسون (نسبة إلى العالم كارل بيرسون K. Pearson والذى قدمه فى عام ١٨٩٥ م) ويسمى معامل ارتباط حاصل ضرب العزوم Pearson Product Moment Correlation Coefficient، ويسمى أحياناً بمعامل الارتباط الخطى البسيط، حيث يفترض خطياً العلاقة بين المتغيرين. ويستخدم هذا المعامل (المقياس) إذا كان ميزان قياس المتغيرين من النوع الكمي (الفنوى أو النسبى). وتوجد أنواع أخرى من معاملات الارتباط تستخدم إذا كان ميزان القياس اسمياً أو رتيباً. كما توجد أنواع معينة من معاملات الارتباط تستخدم فى حالات خاصة. وعلى الرغم من اختلاف أنواع معاملات الارتباط إلا أن معظمها يعتبر حالات خاصة من معامل بيرسون.

ويتوقف اختيار الباحث لأى من هذه المعاملات (الأساليب) على طبيعة البيانات التى جمعها الباحث أو الصورة التى يضع أو يرتضى بها هذه البيانات، والجدول التالى يوضح أهم هذه الأساليب (المعاملات) تبعاً لمستوى قياس البيانات للمتغيرين.

(جدول رقم ٨-٤)

الأسلوب المناسب لدراسة الارتباط بين متغيرين على حسب مستوى قياس البيانات
لهذين المتغيرين

المتغير الأول / المتغير الثاني	كمي (نسبي أو فئوي)	رتبي	اسمي
كمي (نسبي أو فئوي)	معامل الارتباط الخطي البسيط (بيرسون)	معامل الارتباط المتسلسل المتعدد لجاسين	معامل الارتباط الثنائي المتسلسل معامل إيبسلون (E) ومعامل إيتا (η)
رتبي		معامل سبيرمان معامل جاما معاملات كندال	معامل الارتباط الثنائي للرتب، معامل ثيتا (θ)
اسمي			معامل فاي معامل كرامر معامل التوافق معامل لمبدا

فإذا كنا في حالة دراسة العلاقة بين المتغيرات في الصورة الكمية ونسلم بخطية العلاقة بين المتغيرين Liner Correlation فإننا نلجأ إلى معامل بيرسون.

وسنعرض فيما يلي أهم معاملات (مقاييس) الارتباط بين كل متغيرين حسب مستويات القياس:

(٨-٢) مقاييس الارتباط إذا كان كل من المتغيرين من المستوى الكمي:

(٨-٢-١) معامل بيرسون للارتباط أو معامل الارتباط الخطي البسيط:

ذكرنا فيما سبق أن طريقة حساب معامل الارتباط بين متغيرين تختلف باختلاف مستوى قياس كل منهما. ويعد معامل ارتباط بيرسون من أشهر الطرق لحساب المعاملات وأكثرها شيوعاً، فهو يستخدم في إيجاد قيمة معامل الارتباط بين متغيرين فئويين أو نسبيين (نسبي مع نسبي أو فئوي مع فئوي أو نسبي مع فئوي) (Glass and Hopkins, 1996).

وتتراوح قيمة هذا المعامل بين (-1) ، $(+1)$ ، فإذا كانت القيمة موجبة كانت العلاقة بين المتغيرين طردية، وإذا كانت سالبة كانت العلاقة سالبة، وكلما اقتربت القيمة من الواحد الصحيح دل ذلك على قوة العلاقة، وعلى أية حال يمكن الاسترشاد بما فى جدول رقم (٨-٢) لتحديد قوة العلاقة.

ويجدر أن نذكر هنا أن معامل ارتباط بيرسون يقيس العلاقة الخطية فقط، وصغره أو كونه صغيراً لا يعنى عدم وجود علاقة بشكل عام، ولكن يعنى عدم وجود علاقة خطية فقط إذ قد توجد علاقة ولكن على درجة أخرى غير الخطية.

معامل الارتباط والتباين المشترك:

عندما نربع معامل الارتباط بين متغيرين فإننا نحصل على مقدار التباين المشترك Common Variance بين المتغيرين. فلو كان معامل الارتباط بين متغيرين يساوى (0.90) فإن مقدار التباين المشترك بين المتغيرين يساوى (0.81) ويسمى التباين المشترك المحسوب (مربع معامل الارتباط) بمعامل التحديد Coefficient of determination ويعبر معامل التحديد بين متغيرين على أنه مقدار التباين فى أحد المتغيرين الذى يمكن تفسيره أو تحديده بمعرفة التباين فى المتغير الآخر (Glass and Hopkins, 1996) ففى المثال السابق، يمكننا القول بأنه يمكن تفسير (81%) من التباين فى أحد المتغيرين من خلال معرفة التباين فى المتغير الآخر كما فى المعادلة التالية:

$$\text{معامل التحديد} = [r (\text{بيرسون})]^2 \quad (8-1)$$

ويسمى الجزء المتبقى من التباين $(1 - 0.81 = 0.19)$ بالتباين العشوائى وهو الجزء من التباين الذى لم نتمكن من تفسيره، إنه تباين غير مشترك بين المتغيرين، وربما ينسب إلى تأثير متغيرات أخرى غير داخلة فى الحساب أو تقع خارج إطار الاهتمام، ويسمى بمعامل الاغتراب أو عدم التحديد Coefficient of Alienation، كما يعرف أحياناً بتباين البواقي Residuals (النبهان، ٢٠٠١م: ٢٢٢) التى لم نتمكن من تفسيرها كما فى المعادلة التالية:

$$\text{معامل عدم التحديد (الاغتراب)} = 1 - [r (\text{بيرسون})]^2 \quad (8-2)$$

العوامل المؤثرة في قيمة معامل ارتباط بيرسون:

إن من أهم العوامل التي تؤثر في قيمة معامل الارتباط بين متغيرين متصلين (يقاس كل منهما أو كلاهما على مستوى القياس النسبي أو الفئوي) باستخدام معامل ارتباط بيرسون هي:

١- طبيعة العلاقة بين المتغيرين Linearity:

تعتمد العلاقة بين المتغيرين على شكل انتشار نقاط الالتقاء بينهما واتجاهاتها، فعندما تنتشر هذه النقاط بشكل خط مستقيم، أو قريباً للخط المستقيم، فإن هذه العلاقة تكون خطية (Linear relation) لهذا فإن شكل الانتشار يوفر أحد المقومات الأساسية لاستخدام معامل ارتباط بيرسون. أما إذا كان شكل انتشار نقاط الالتقاء بين المتغيرين يأخذ شكلاً منحنياً (غير مستقيم) فلا ينصح باستخدام معامل بيرسون، بل يتم حساب معامل آخر هو معامل إيتا (eta Coefficient) إن استخدام معامل بيرسون لمثل تلك العلاقة الانحنائية يعطى قيمة أصغر مما يجب أن يكون عليه.

٢- مقدار التباين في قيم المتغيرين (درجة تجانس المجموعتين) Homogeneity:

إن ازدياد مقدار التباين في أحد المتغيرين أو كليهما يؤدي إلى زيادة قيمة معامل الارتباط، كما أن معامل الارتباط يتناقص مع زيادة تجانس المتغيرات. ويمكن ملاحظة ذلك عندما تتجه النية إلى حساب معامل الارتباط بين متغيرين، كالتحصيل الدراسي ودرجات الذكاء لمن هم حاصلون على معدلات ذكاء فوق (١٤٠) مثلاً. هنا يمكن أن يكون معامل الارتباط منخفضاً جداً وربما يقارب الصفر، بينما إذا تم اختبار أفراد تتباين درجاتهم بشكل كبير (غير متجانسة) على مقياس الذكاء، فربما يصبح معامل الارتباط عالياً نسبياً (Glass and Hopkins, 1996). وفي معظم الأحيان ربما يكون معامل الارتباط سالباً عندما يهتم بفئة معينة، ثم يصبح موجباً إذا اشتمل على مدى أوسع من الحالات والعكس صحيح.

٣- حجم العينة Sample Size:

لا يؤثر حجم العينة (كبيراً كان أم صغيراً) في معامل الارتباط من حيث قيمته أو اتجاهه، بل يتدخل في درجة دقة معامل الارتباط ومدى اعتماده وتعميمه. إذ إن معامل الارتباط

المحسوب على عينة صغيرة لا تتيح فرصة احتواء كافة القيم الممكنة لحساب معامل الارتباط من ناحية، ولا تكشف عن مدى التجانس - التباين الفعلي للبيانات لكل متغير. عندها يصبح من الصعب تعميمه على مجتمع هذه العينة (Glass and Hopkins, 1996).

٤- شكل التوزيع Shape of Distribution:

يصل معامل الارتباط بين متغيرين متصلين حده الأقصى (+١ أو -١) إذا كان شكل التوزيع متماثلين تماماً (شكل كل منهما جرسى وأحادي المنوال مثلاً)، بينما إذا كان توزيعا المتغيرين ملتويين بنفس الكيفية والاتجاه فسيكون معامل الارتباط (+١) ولن يكون (-١)، وبالعكس ذلك، إذا كان توزيع أحدهما ملتوياً التواء موجباً والآخر ملتوياً التواء سالباً وببنفس الدرجة، فيمكن أن يصل معامل الارتباط إلى قيمته القصوى السالبة (-١). ولن يكون موجباً تماماً (+١) (Glass and Hopkins, 1996).

اختبار معنوية (دلالة) معامل الارتباط الخطي البسيط:

يوجد عدد من الفروض عن معاملات الارتباط البسيط تتطلب الاختبار الإحصائي. ومن هذه الفروض أن معامل الارتباط في مجتمع العينة = صفراً أو قيمة معينة، أو أن معاملي الارتباط بين متغيرين من عينات مختلفة متساويان.

واختبار دلالة الارتباط (بأنه مساو للصفر أو لقيمة معينة) يتم بناء على نظرية معينة أو بحوث سابقة أو كليهما. فإذا كان المتوقع أن العلاقة بين متغيرين متوسطة فلا يجوز أن نختبر اختلافها عن الصفر. فإذا اقترحت الأدبيات أن العلاقة بين درجات القدرات اللفظية والكمية والمكانية نحو (٠.٣) (في المتوسط). فإن الفرض المناسب للاختبار يكون اختبار معامل الارتباط = (٠.٢) عن اختبار مساواته للصفر. وحتى نقرر قبول أو رفض الفرض الصفري (ر = صفراً، أو ر = ٠.٢)، يجب معرفة شكل التوزيع العيني لمعامل الارتباط (Shavelson 1988: 588-560). إلا أننا في هذه المرحلة من الدراسة سوف نركز على اختبار معنوية معامل الارتباط بأنه مساو للصفر أم لا، وبالتالي فإن الفروض المطلوب اختبارها هنا تكون على الصورة التالية:

- الفرض العدمي: ر (في المجتمع) = صفراً بمعنى أنه لا يوجد ارتباط معنوي بين المتغيرين.
- الفرض البديل: وهو يأخذ إحدى الصور التالية بناءً على فرضية البحث.

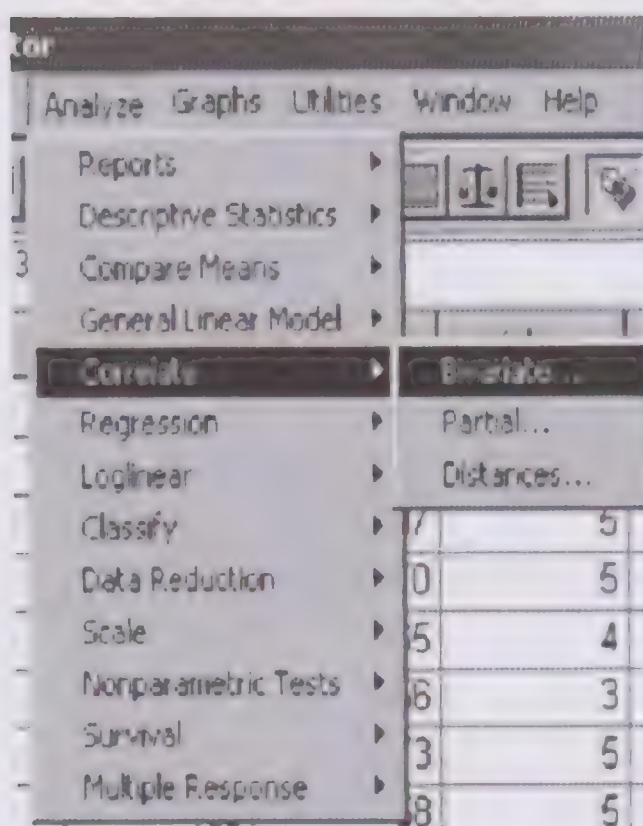
- أ - ر (فى المجتمع) \neq صفر (يوجد ارتباط معنوى).
 ب - ر (فى المجتمع) $<$ صفر (يوجد ارتباط طردى معنوى).
 ج - ر (فى المجتمع) $>$ صفر (يوجد ارتباط عكسى معنوى).
 ويتطلب إجراء الاختبار السابق وجود مجموعة من الافتراضات الأساسية وهى:

- العشوائية فى اختيار العينة.
 - استقلالية درجات كل فرد من أفراد العينة عن الآخرين.
 - التوزيع الاعتدالى المزدوج لدرجات المتغيرين، ويقصد به أن توزيع درجات أحد المتغيرين (ص مثلاً) يكون توزيعاً اعتدالياً عند كل قيمة من قيم المتغير الثانى (س)، كما أن لكل قيمة من قيم (ص) يكون توزيع درجات (س) توزيعاً اعتدالياً، بالإضافة إلى العلاقة الخطية بين (س، ص). ويمكن اختبار افتراض الاعتدالية بعدة طرق، وأسهل هذه الطرق هى فحص شكل الانتشار، فإذا كان التوزيع ملتوياً فإننا نستخدم معامل ارتباط الرتب، أو نحول الدرجات ليقترّب التوزيع من الاعتدالية.
 - كما يشترط الاختبار أن يكون حجم العينة $= 30$ أو أكثر (Shavelson, 1988: 560).
- وسوف نتعرف من خلال الحاسب (برنامج SPSS) على كيفية الحصول على معامل الارتباط الخطى البسيط (بيرسون)، واختبار معنوية قيمته، وكيفية قراءة وتفسير النتائج، وذلك من خلال المثال التالى:
- مثال (٨-١) فى ملف بيانات المتغيرات الأولية والموجود فى قاعدة البيانات المرفقة مع هذا الكتاب، أوجد معامل الارتباط بين العمر، والوزن، ثم اختبر معنوية هذا المعامل.

الحل

- حيث إن مستوى قياس المتغيرين (العمر، الوزن) هو مستوى نسبى (كمى)، فإن معامل الارتباط المناسب هنا هو معامل بيرسون، ويتم ذلك بتنفيذ الخطوات التالية:
- نفتح ملف البيانات المطلوب، ثم نختار أمر Correlate من قائمة Analyze ثم نختار أمر Bivariate كما هو موضح فى الشكل التالى:

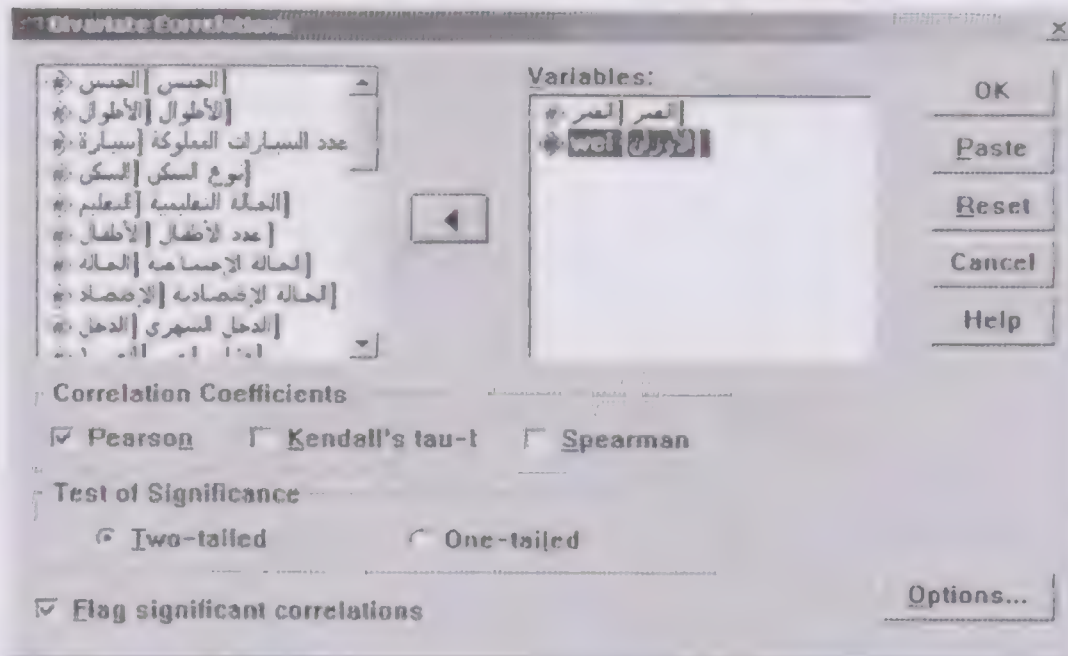
(شكل رقم ٨-٢)
اختيار أمر الارتباط الثنائي Bivariate



- يظهر لنا بعد ذلك مربع الحوار Bivariate Correlations، وفيه نختار المتغيرات - من قائمة المتغيرات - التي نريد إيجاد معاملات الارتباط لها، ويجب ملاحظة أن برنامج SPSS لا يميز بين المتغيرات المستقلة والمتغيرات التابعة، ويترك هذا الأمر للباحث. ثم نقوم بعد ذلك بتحديد نوع الارتباط الذي نرغب في حسابه، وهو معامل ارتباط بيرسون، انظر الشكل التالي:

(شكل رقم ٨-٣)

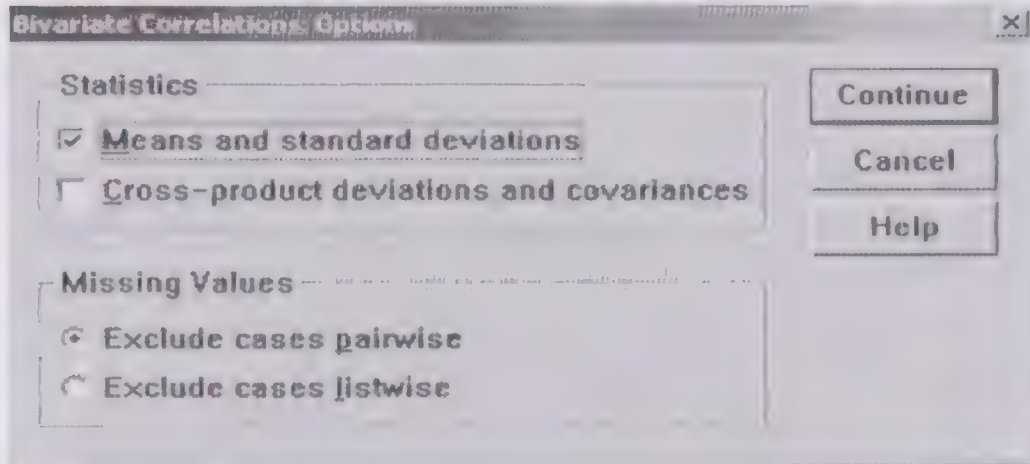
مربع الحوار الخاص بأمر الارتباط الثنائي Bivariate



- في الشكل السابق يوجد اختياران: الاختيار الأول Test of Significance وهو الخاص باختبار معنوية معامل الارتباط المستخدم، ونقوم فيه بتحديد أحد الخيارين إما أن يكون الاختبار من طرف واحد One-tailed أو يكون الاختبار من طرفين Two-tailed (لا بد من تحديد اختبار واحد فقط) وذلك يتوقف على السؤال البحثي (أو فرضية البحث)، هل يبحث في معنوية أو عدم معنوية العلاقة فقط بصرف النظر عن اتجاهها (طردية أم عكسية) أي أن الفرض البديل فرض غير موجه (صفر)، وبالتالي نختار هنا Two-tailed. أما أن السؤال البحثي (أو فرضية البحث) تبحث في اتجاه العلاقة أيضاً، أي أن الفرض البديل فرض موجه (أكبر من أو أقل من)، وبالتالي نختار هنا One-tailed. هنا في هذا المثال نفترض أن السؤال البحثي لا يهتم باتجاه العلاقة، وبالتالي نختار Two-tailed. إما الاختيار الثاني فهو خاص بـ Flag significant Correlations الذي يعني إعطاء إشارة معينة (×) في النتائج في حالة ما إذا كان الارتباط معنوياً وفي حالة ما إذا كان الارتباط غير معنوي لا تعرض الإشارة. كما يوجد في النافذة السابقة اختبار آخر وهو Option فبالضغط عليه تظهر لنا النافذة التالية:

(شكل رقم ٨-٤)

مربع حوار الخيارات Options الخاص بأمر الارتباط الثنائي Bivariate



ومن هذا المربع الحوارى (شكل ٨-٤) نستطيع اختيار ما يلى:

١- الإحصاءات Statistics: يمكننا من اختيار أحد هذين الاختيارين أو كليهما:

- أ - Means and Standard Deviations: يعنى حساب الوسط الحسابى والانحراف المعيارى لكل متغير، ويتم ظهور عدد الحالات التى ليس لها قيم مفقودة.
- ب - Cross-Product deviations and covariance: تعنى حساب الفروق لكل زوجين من متغيرات التغير، ويمثل هذا بسط معامل ارتباط بيرسون.

٢- كيفية التعامل مع القيم المفقودة Missing Values: يمكننا من تحديد أى من الاختيارين التاليين:

- أ - Exclude Cases Pairwise: تعنى استبعاد الحالات التى بها قيم مفقودة على أى زوجين من المتغيرات من التحليل.
- ب - Exclude Cases Listwise: أى استبعاد الحالات ذات القيم المفقودة على أى متغير من المتغيرات.

وبعد تحديد ما نريد من هذه الخيارات نقوم بالضغط على Continue لنعود إلى النافذة الرئيسية الخاصة ب Bivariate Correlation، ثم أخيراً نضغط على O.K. فنحصل على النتائج التالية:

١ - الجدول الأول (جدول ٨-٥) يحتوى على نتائج الإحصاءات الوصفية للمتغيرات:

الوسط الحسابى Mean للعمر (٤٢.٥٦ سنة) وكان للوزن (٨١.٦٢ كيلو)، والانحراف المعياري Std. Deviation للعمر (١٤.٤ سنة) وكان للوزن (١٦.٣ كيلو)، وأخيراً حجم العينة N وهو يساوى (٥٠).

(جدول رقم ٨-٥)

بعض الإحصاءات الوصفية لمتغيرى العمر والوزن

Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
العمر age	42.56	14.40	50
الوزن wei	81.62	16.30	50

٢ - الجدول الثانى (جدول ٨-٦) يحتوى على النتائج الخاصة بمعاملات الارتباط التى تم تحديدها (سواء كانت قيمته أو اختبار معنوياته)، فنجد أن قيمة معامل الارتباط الخطى البسيط (بيرسون) بين العمر والوزن، وهى نفسها قيمة معامل الارتباط الخطى البسيط (بيرسون) بين الوزن والعمر، كانت (٠.٠١٣) وهى تعنى أن هناك علاقة خطية طردية وضعيفة جداً بين العمر والوزن، واختبار معنوية هذا المعامل ننظر إلى مستوى المعنوية الحقيقى P-Value وهو محسوب هنا لاختبار ذى طرفين (كما سبق أن حددنا): لأننا نريد اختبار معنوية قوة العلاقة فقط وليس اتجاهها Sig. (2-tailed) = 0.927 أكبر من مستوى المعنوية الاسمى المحدد مسبقاً $\alpha = 0.01$ بالتالى نقبل الفرض العدمى، أى نقبل أن معامل الارتباط فى المجتمع = الصفر، أى أن العلاقة الخطية الضعيفة التى أظهرتها العينة هى علاقة غير معنوية أيضاً عند مستوى دلالة (٠.٠٠١).

(جدول رقم ٨-٦)
النتائج الخاصة بمعاملات الارتباط
Correlations

	الوزن wei	العمر
Pearson Correlation	.013	1.000
Sig. (2-tailed)	.927	
N	50	50
Pearson Correlation	1.000	.013
Sig. (2-tailed)	.927	
N	50	50

ملحوظة مهمة: شكل الانتشار Scatter Plot:

يستخدم شكل الانتشار في معرفة ما إذا كانت العلاقة بين متغيرين كميين خطية أم غير خطية، كما أنه يمكن له أن يلقي الضوء على نوع وقوة العلاقة بين المتغيرين الكمييين. وشكل الانتشار ما هو إلا تمثيل للبيانات المزدوجة بنقاط على محورين أحدهما المحور السيني X Axis وعادة يمثل عليه المتغير المستقل Independent، والآخر على المحور الصادي Y Axis وعادة يمثل عليه المتغير التابع Dependent. وتعطي الحزمة SPSS شكل الانتشار بسهولة، ويتم ذلك بتنفيذ الخطوات التالية:

- نفتح ملف البيانات المطلوب، ثم نختار أمر Scatter من قائمة Graphs، كما هو موضح في الشكل التالي:

ومن أهم عيوب العينة العشوائية الطبقية:

- إن التصنيف إلى عدة طبقات قد يؤدي إلى احتمال حدوث خطأ فى عملية التصنيف. وقد يحدث هذا الخطأ نتيجة لوضع بعض الوحدات فى طبقة غير الطبقة التى تنتمى إليها (السيد، ١٩٩٥م: ٢٨٥).
- من الصعب الحصول على عينة عشوائية طبقية، إذ إنها تتطلب من الباحث معرفة بخصائص مجتمع البحث قبل عملية اختيار العينة.

(٢-٣-٤) العينة العشوائية المتعددة المراحل Multi-Stage Sample:

إن العينات العشوائية البسيطة أو المنتظمة أو الطبقية يصعب استخدامها إذا كان مجتمع الدراسة كبيراً وأفراده متفرقين فى أنحاء متباعدة فى المجتمع، وهذا بدوره يجعل أمر إعداد إطار المعاينة أمراً صعباً، بالإضافة إلى صعوبة متابعة القائمين بالمقابلات الشخصية. ولذلك فإن المسوح الاجتماعية الكبيرة الحجم نادراً ما تستخدم عينات عشوائية بسيطة أو منتظمة أو طبقية، ولكن بدلاً منها تستخدم العينة العشوائية متعددة المراحل، حيث يلائم هذا النوع من العينات العشوائية دراسة المجتمعات الكبيرة، مثل الدراسات السكانية أو الدراسات فى مجال الجغرافيا الاقتصادية، وهى مجتمعات يمكن تقسيمها إلى عدد من الأقسام المتشابهة أو المتجانسة، ويتم الاختيار العشوائى لعدد من الأفراد بكل قسم بحيث يتم ذلك تتابعياً، فيتم الاختيار العشوائى من القسم الأول كمرحلة أولى، ثم يتم الاختيار العشوائى من القسم الثانى كمرحلة ثانية، وهكذا حتى نصل إلى الاختيار فى المرحلة النهائية، ولذا أطلق على هذا النوع من العينات بأنه "متعدد المراحل" (عبد ربه، ٢٠٠٤م: ٢٢).

فمثلاً فى بحث عن دراسة الحالة الاجتماعية لأسر الريف على مستوى محافظات مصر (٢٦ محافظة، ٢٠٠ قرية)، فإن توزيع أسر العينة على هذا العدد الكبير من القرى يوسع مجال العمل الميدانى مما ينشأ عنه زيادة التكاليف وعدم الإحكام الجيد للإشراف الميدانى. فإذا كانت مستويات المعيشة متقاربة بين هذه القرى فيمكن تركيز العينة فى عدد أصغر من القرى حتى يتسنى إحكام العمل الميدانى. لهذا قد نقوم أولاً باختيار عدد من محافظات الجمهورية عشوائياً، وبعد ذلك فى مرحلة تالية نقوم باختيار عشوائى لعدد من مراكز المحافظات المختارة. ثم تأتى بعد ذلك المرحلة الثالثة وفيها نقوم باختيار عشوائى لعدد من قرى المراكز المختارة فى المرحلة الثانية، ثم نأخذ عينة عشوائية من أسر كل قرية من

- من الصندوق الحوارى السابق نقوم بالنقر على Defined فيفتح لنا الصندوق الحوارى الفرعى التالى الخاص بـ Simple Scatter Plot الذى نقوم فيه بنقل متغير الوزن إلى المحور الصادى Y Axis؛ لأنه من الممكن أن يمثل المتغير التابع، ومتغير العمر إلى المحور السينى X Axis؛ لأنه يمثل المتغير المستقل فى هذا المثال كما يلى:

(شكل ٧-٨)

الصندوق الحوارى الخاص بأمر شكل الانتشار البسيط Simple Scatter plot



- فى الصندوق الحوارى السابق يوجد اختياران: الاختيار الأول Titles وهو خاص بكتابة عنوان للشكل المرسوم، كما سبق أن أوضحنا فى الفصل الثالث من هذا الكتاب. كما يوجد فى النافذة السابقة اختيار آخر وهو Options الذى يمكننا من تحديد كيفية التعامل مع القيم المفقودة، وبعد تحديد ما نريد من هذه الخيارات نقوم بالضغط على Continue لنعود إلى النافذة الرئيسة الخاصة بـ Simple Scatter Plot، ثم أخيراً نضغط على O.K. فنحصل على النتائج التالية:

(شكل رقم ٨-٨)



يتضح من شكل الانتشار السابق أن البيانات لا تتجمع بشكل واضح حول خط يصنع زاوية حادة مع المحور الأفقي، أي أن العلاقة بين المتغيرين ليست علاقة خطية واضحة، ولتأكيد هذا الاستنتاج ننظر إلى قيمة معامل الارتباط الخطي البسيط لبيرسون الذي كان (٠.٠١٢) والذي يعنى وجود علاقة خطية ضعيفة، وثبت من اختبار معنوية هذا المعامل أن هذه القيمة ليست ذات دلالة إحصائية.

(٢-٢-٨) معامل الارتباط الجزئي Partial Correlation

يفضل استخدام معامل الارتباط الجزئي على معامل الارتباط البسيط في كثير من البحوث العلمية، ذلك لأن معامل الارتباط الجزئي يبين نسب تأثر المتغير التابع بمتغير مستقل معين مع ثبات تأثير باقى المتغيرات المستقلة (المفسرة) الأخرى على المتغير التابع، أما معامل الارتباط البسيط فإنه يبين تأثير متغير مستقل معين فى المتغير التابع مع إهمال تأثير باقى المتغيرات المفسرة على المتغير التابع (وهذا يخالف أبسط قواعد البحث العلمى)، فى حين يبين معامل الارتباط المتعدد نسبة تأثر المتغير التابع بالمتغيرات المفسرة كلها مجتمعة. ولتوضيح ذلك نفترض المثال التالى:

بفرض أنه لدراسة العلاقة بين مرض تصلب الشرايين (ص) ومرض السكر (س) اختيرت عينة عشوائية من (١٠٠) شخص عمر كل منهم يزيد على (٥٠) سنة، وتم إيجاد معامل الارتباط البسيط بين ص، س، فوجد أنه $= 0.30$ (بمعنى أن هناك علاقة طردية بسيطة أو ضعيفة)، وقد تم اختبار معنوية هذا العلاقة ووجدت أنها علاقة معنوية، أى أن مرض السكر يؤثر تأثيراً جوهرياً فى تصلب الشرايين.

ولكن النظرة العلمية الدقيقة لهذه الدراسة توضح أنه يوجد متغير آخر يؤثر فى كل من مرض السكر ومرض تصلب الشرايين، ألا وهو العمر، فتكون الدراسة العلمية السليمة هى اختبار جوهرياً الارتباط الجزئى (وليس البسيط) بين مرض تصلب الشرايين (ص) ومرض السكر (س)، مع تثبت تأثير العمر (س)، وبعد إجراء اختبار الجوهرياً تبين أن معامل الارتباط الجزئى غير جوهرياً إحصائياً، أى أنه فى ظل وجود متغير العمر (س) واستبعاد تأثيره المباشر فى مرض الشرايين، لا توجد علاقة جوهرياً بين مرض السكر ومرض تصلب الشرايين، وهذا يخالف ما تم التوصل إليه عند استخدام معامل الارتباط البسيط.

معامل الارتباط شبه الجزئى Part of Semi-partial Correlation:

تعتبر معاملات الارتباط شبه الجزئية مهمة فى تقييم الأهمية النسبية للمتغيرات فى التنبؤ بالمتغير التابع. والاختلاف الأساسى بين معاملات الارتباط الجزئية ومعاملات الارتباط شبه الجزئية، هو أنه فى الحالة الأولى نستبعد أثر المتغير المستقل عن المتغيرين التابع والمستقل، بينما فى حالة معامل الارتباط شبه الجزئى يتم استبعاد أثر أحد المتغيرين المستقلين عن متغير مستقل آخر فقط.

فمثلاً: إذا كان معامل الارتباط البسيط بين معدل الادخار السنوى (س١) وعدد الأطفال فى الأسرة (س٢) يساوى (-0.76) بينما كان معامل الارتباط البسيط بين الدخل السنوى (س٣) والادخار السنوى (س١) يساوى (0.83) ، وكان معامل الارتباط بين عدد الأطفال فى الأسرة والدخل السنوى (س٣) يساوى (-0.26) ، فقد يكون من المفيد إيجاد مقدار معامل الارتباط بين الادخار وعدد أطفال الأسرة إذا بقى تأثير الدخل ثابتاً.

وسوف نتعرف من خلال الحاسب (برنامج SPSS) على كيفية الحصول على معامل الارتباط الجزئى، واختبار معنوية قيمته، وكيفية قراءة وتفسير النتائج، وذلك من خلال المثال التالى:

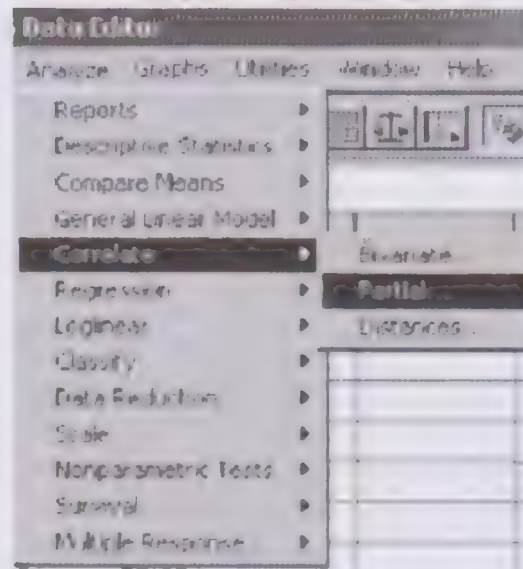
مثال (٨-٢) في ملف بيانات الارتباط الجزئي الموجود في قاعدة البيانات المرفقة مع هذا الكتاب، أوجد معامل الارتباط الجزئي بين ضغط الدم ووزن الجسم، بعد استبعاد أثر العمر ومعامل الارتباط الجزئي بين ضغط الدم والعمر، بعد استبعاد أثر وزن الجسم. ثم اختبر معنوية هذه المعاملات.

الحل

- نفتح ملف البيانات المطلوب، ثم نختار أمر Correlate من قائمة Analyze ثم نختار أمر Partial كما هو موضح في الشكل التالي:

(شكل رقم ٨-٩)

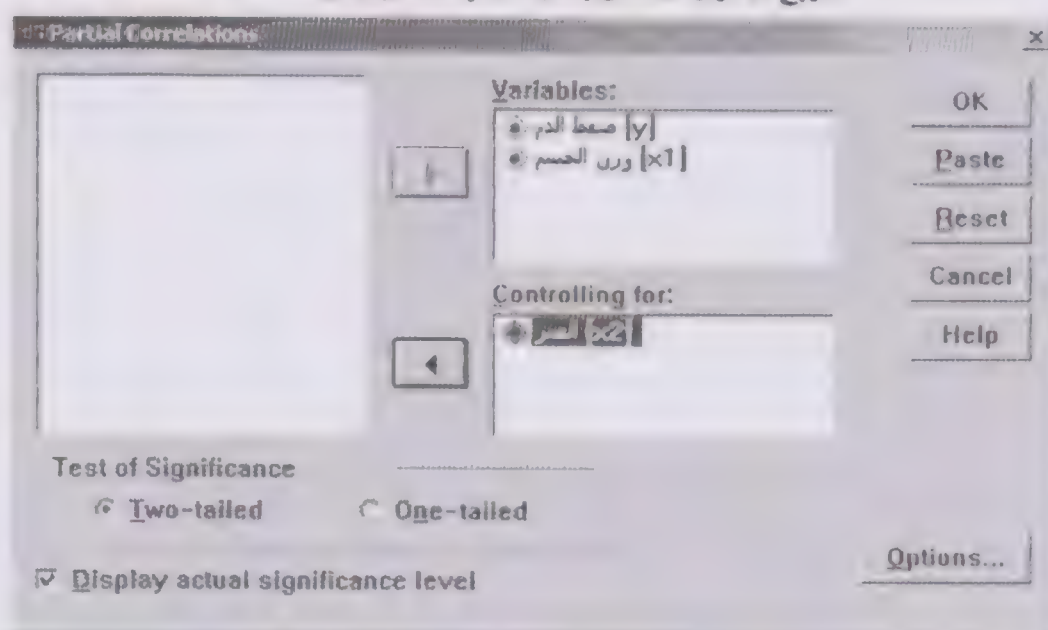
اختيار أمر الارتباط الجزئي Partial



- يظهر لنا بعد ذلك مربع الحوار Partial Correlations، وفيه نختار المتغيرات - من قائمة المتغيرات - التي نريد إيجاد معاملات الارتباط لها، ويجب ملاحظة أن برنامج SPSS لا يميز بين المتغيرات المستقلة والمتغيرات التابعة ويترك هذا الأمر للباحث، لذلك نختار المتغيرين اللذين نريد إيجاد الارتباط الجزئي بينهما (وليكن ضغط الدم، ووزن الجسم) ونضعهما في مستطيل Variables، أما المتغير المستبعد تأثيره (وليكن العمر) فنضعه في مستطيل Controlling for. انظر الشكل التالي:

(شكل رقم ٨-١٠)

مربع الحوار الخاص بأمر الارتباط الجزئي Partial

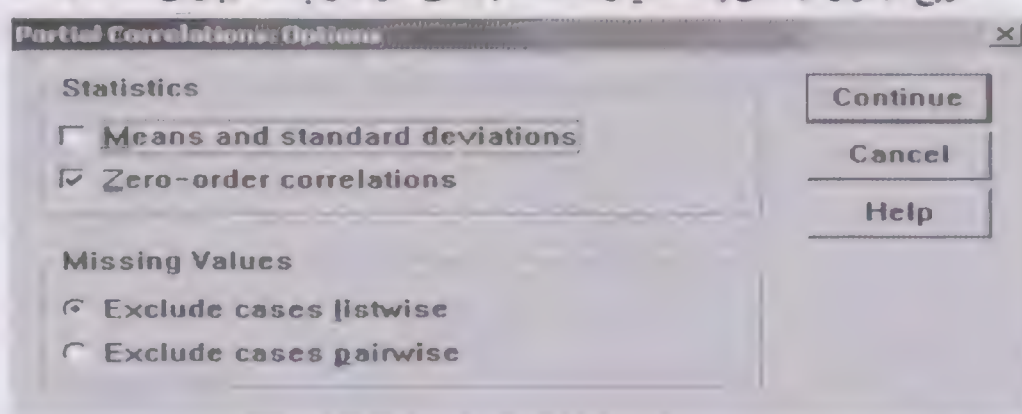


- فى الشكل السابق يوجد اختياران: الاختيار الأول Test of Significance وهو الخاص باختبار معنوية معامل الارتباط المستخدم، ونقوم فيه بتحديد أحد الخيارين إما أن يكون الاختبار من طرف واحد One-tailed أو يكون الاختبار من طرفين Two-tailed لابد من تحديد اختيار واحد فقط) وذلك يتوقف على السؤال البحثى (أو فرضية البحث)، هل يبحث فى معنوية أو عدم معنوية العلاقة فقط بصرف النظر عن اتجاهها (طردية أم عكسية). أى أن الفرض البديل فرض غير موجه (\neq صفر)، وبالتالي نختار هنا Two-tailed. أما أن السؤال البحثى (أو فرضية البحث) يبحث فى اتجاه العلاقة أيضاً، أى أن الفرض البديل فرض موجه (أكبر من أو أقل من)، وبالتالي نختار هنا One-tailed. هنا فى هذا المثال نفترض أن السؤال البحثى لا يهتم باتجاه العلاقة، وبالتالي نختار Two-tailed.

أما الاختيار الثانى فهو خاص بـ Flag significant Correlations ويعنى إعطاء إشارة معينة (*) فى النتائج فى حالة ما إذا كان الارتباط معنوياً وفى حالة ما إذا كان الارتباط غير معنوى لا تعرض الإشارة. كما يوجد فى النافذة السابقة اختيار آخر، وهو Option فبالضغط عليه تظهر لنا النافذة التالية:

(شكل رقم ٨-١١)

مربع الحوار الخاص بالاختيارات Options في أمر الارتباط الجزئي Partial



ومن هذا المربع الحوارى (شكل ٨-١١) نستطيع اختيار ما يلى:

١- الإحصاءات Statistics: تمكنا من اختيار أحد هذين الاختيارين أو كليهما:

أ - Means and Standard Deviations: يعنى حساب الوسط الحسابى والانحراف
المعيارى لكل متغير، ويتم ظهور عدد الحالات التى ليس لها قيم مفقودة.

ب - Zero-order correlations: تعنى إيجاد مصفوفة تحتوى على جميع معاملات
الارتباط البسيطة (بيرسون) بين كل زوجين من المتغيرات بما فيها المتغيرات
المستبعدة.

٢- كيفية التعامل مع القيم المفقودة Missing Values: سبق الحديث عن كيفية التعامل مع
القيم المفقودة فيما سبق.

وبعد تحديد ما نريد من هذه الخيارات نقوم بالضغط على Continue لنعود إلى النافذة
الرئيسية الخاصة بـ Partial Correlations، ثم أخيراً نضغط على O.K. فنحصل على النتائج
التالية:

- الجدول الأول (جدول ٨-٧) يحتوى على النتائج الخاصة (القيمة والمعنوية) بمعاملات
الارتباط البسيطة بين كل زوجين من المتغيرات، بما فيها المتغيرات المستبعدة. فنجد أن
قيمة معامل الارتباط البسيط بين ضغط الدم (y)، ووزن الجسم (x1) هو (٠.١٩٥٤)
بقيمة احتمالية (٠.٥٨٩) مما يدل على أن العلاقة ضعيفة وغير معنوية. بينما نجد أن
معامل الارتباط البسيط بين ضغط الدم (y)، والعمر (x2) هو (٠.٧٧٢٢) بقيمة احتمالية

(٠.٠٠٩) مما يدل على أن العلاقة قوية ومعنوية عند مستوى دلالة (٠.٠٠١). كما نجد أن معامل الارتباط البسيط بين وزن الجسم (x1)، والعمر (x2) هو (-٠.٢٧٧٤) بقيمة احتمالية (٠.٤٣٨) مما يدل على أن العلاقة عكسية وضعيفة وغير معنوية.

(جدول رقم ٧-٨)

النتائج الخاصة بمعاملات الارتباط البسيطة بين كل زوجين من متغيرات ضغط الدم (y)، ووزن الجسم (x1)، والعمر (x2)

Zero Order Partial

	Y	X1	X2
Y	1.0000 (0) P= .	.1954 (8) P= .589	.7722 (8) P= .009
X1	.1954 (8) P= .589	1.0000 (0) P= .	-.2774 (8) P= .438
X2	.7722 (8) P= .009	-.2774 (8) P= .438	1.0000 (0) P= .

(Coefficient / (D.F.) / 2-tailed Significance)

" ." is printed if a coefficient cannot be computed

- أما الجدول الثاني (جدول ٨-٨) فيحتوي على النتائج الخاصة (القيمة والمعنوية) بمعاملات الارتباط الجزئية وهي هنا بين ضغط الدم (y)، ووزن الجسم (x1) بعد استبعاد العمر (x2)، فكانت القيمة هي (٠.٦٧٠٩) بقيمة احتمالية (٠.٠٤٨) مما يدل على أن العلاقة قوية ومعنوية عند مستوى دلالة (٠.٠٠٥).

(جدول رقم ٨-٨)

النتائج الخاصة بمعاملات الارتباط الجزئية بين ضغط الدم (y)، ووزن الجسم (x1)
بعد استبعاد العمر (x2)

... PARTIAL CORRELATION COEFFICIENTS

Controlling for.. X2

	Y	X1
Y	1.0000 (0) P = .	.6709 (7) P = .048
X1	.6709 (7) P = .048	1.0000 (0) P = .

(Coefficient / (D.F.) / 2-tailed Significance)

" ." is printed if a coefficient cannot be computed

ملحوظة: معامل الارتباط البسيط بين ضغط الدم (y)، ووزن الجسم (x1) هو (٠.١٩٥٤) بقيمة احتمالية (٠.٥٨٩) مما يدل على أن العلاقة ضعيفة وغير معنوية. بينما كان معامل الارتباط الجزئي بين ضغط الدم (y)، ووزن الجسم (x1) بعد استبعاد العمر (x2)، فكانت القيمة هي (٠.٦٧٠٩) بقيمة احتمالية (٠.٠٤٨) مما يدل على أن العلاقة قوية ومعنوية عند مستوى دلالة (٠.٠٥). أى أنه فى ظل وجود متغير العمر واستبعاد تأثيره المباشر فى ضغط الدم، فتوجد علاقة جوهرية بين ضغط الدم ووزن الجسم، وهذا يخالف ما تم التوصل إليه عند استخدام معامل الارتباط البسيط.

(٨-٣) مقاييس الارتباط إذا كان كل من المتغيرين من المستوى الرتبى؛

رأينا فيما سبق أن معامل ارتباط بيرسون يتطلب أن يكون كلا المتغيرين فى صورة رقمية، ولكن هناك بعض الظواهر أو المتغيرات (خاصة فى العلوم الاجتماعية والتربوية) قد تكون معروضة على أساس التوزيع الترتيبى فقط، فمثلاً تقديرات الطلاب (ممتاز، جيد جداً، جيد، مقبول، ضعيف، ضعيف جداً) أو المستوى الاقتصادى (منخفض، متوسط، مرتفع) أو المستوى التعليمى (أبى، يقرأ ويكتب، تعليم متوسط، تعليم عال) أو درجة

الموافقة (معارض، محايد، موافق) أو ... وهكذا. وفي هذا الصدد يوجد عدة مقاييس لبيان الارتباط بين هذه المتغيرات نعرض منها ما يلي:

(٨-٣-١) معامل ارتباط سبيرمان للرتب Spearman's Coefficient of Rank Correlation

يهدف إلى قياس التغير الاقتراني القائم بين ترتيب الأفراد أو الأشياء بالنسبة لصفة ما، وترتيبهم بالنسبة لصفة أخرى، ففي كثير من الأحيان يصعب قياس متغير ما رقمياً ولكن يسهل تعيين رتب للصفة أو المميز المراد دراسته عن هذا المتغير. فمثلاً إذا كان لدينا عشر إستراتيجيات لتطوير التعليم وأردنا التمييز بين هذه الأنواع من الإستراتيجيات من حيث الأهمية، نجد أنه يسهل على المحكم ترتيب الإستراتيجيات من الدرجة ١ إلى الدرجة ١٠، وربما صعب على المحكم إعطاء درجة عددية لكل إستراتيجية من الإستراتيجيات، وينطبق هذا الأمر على العديد من الأمور التربوية والاجتماعية وغيرها. وفي مثل هذه الحالات يتعذر استعمال معامل بيرسون لعدم توافر البيانات الكمية (الرقمية) عن أفراد المجموعة، في هذه الحالة يمكن استعمال معامل ارتباط الرتب الذي يقيس الارتباط بين رتب المتغيرين محل الدراسة. ويتم إيجاد معامل سبيرمان عن طريق ترتيب كل من المتغيرين ترتيباً تصاعدياً (أو تنازلياً)، ثم يتم احتسابه باستخدام صيغة رياضية معينة. وعلينا بعد حساب معامل ارتباط سبيرمان من بيانات العينة أن نتعرف على الدلالة الإحصائية له، باستخدام اختبار معنوية (دلالة) معامل ارتباط الرتب (سبيرمان).

بعض الملاحظات على معامل ارتباط الرتب (سبيرمان):

- ١- يفضل استخدام معامل ارتباط الرتب "سبيرمان" في حالة العينات التي لا يتجاوز حجم العينة فيها (٣٠) مفردة.
- ٢- يمكن استخدامه (معامل سبيرمان) إذا كان أحد المتغيرات أو كلاهما من النوع النسبي، وذلك بعد تحويل القيم إلى رتب.
- ٣- يعد معامل ارتباط سبيرمان حالة خاصة من معامل ارتباط بيرسون، ولا يفترض أي افتراضات مثل التي يفترضها بيرسون (خطية العلاقة بين المتغيرين، مدى تجانس كل من المتغيرين، حجم عينة كبيرة نسبياً أكبر من (٣٠) مفردة، شكل توزيع المتغيرين) لذلك يفضل استخدامه حتى في حالة البيانات الكمية إذا كان حجم العينة صغيراً (أقل من ٢٠) أو كان توزيع القيم ملتوياً التواء حاداً (أكثر من ٦٠٪) موجباً أو سالباً (مراد ٢٠٠٠م: ١٦٢).

٤- عند ترتيب المتغيرين المراد تعيين معامل سبيرمان بينهما يجب أن يتم الترتيب بنفس الطريقة للمتغيرين معاً (من الأصغر إلى الأكبر أو من الأكبر إلى الأصغر) ولا يصح ترتيب أحد المتغيرين بطريقة (من الأصغر إلى الأكبر مثلاً) والمتغير الآخر بطريقة أخرى (من الأكبر إلى الأصغر).

٥- عند حساب الفروق بين الرتب (ف) يجب طرح رتب المتغيرين في اتجاه واحد بالنسبة لجميع أفراد العينة، إما رتب المتغير الأول - رتب المتغير الثاني لكل أفراد العينة، أو رتب المتغير الثاني - رتب المتغير الأول لكل أفراد العينة أيضاً.

(٢-٣-٨) معامل ارتباط جاما (Gamma):

يستخدم أيضاً لقياس قوة واتجاه العلاقة (الارتباط) بين متغيرين ترتيبيين، وخصوصاً عندما يكون عدد أزواج القيم للمتغيرين كبيراً مع احتمالية زيادة ظاهرة تكرار بعض القيم في نفس المتغير، والتي أطلقنا عليها حالة البيانات المتساوية (ذات الصلة) Tied Data، وقد قدمه العالمان جودمان وكروسكال (١٩٤٥) Goodman and Kruskal ولحسابه لا بد من وضع البيانات في صورة جدول تكرارى مزوج مكون من عدد من الصفوف (عدد أوجه أحد المتغيرات) وعدد من الأعمدة (عدد أوجه المتغير الآخر) مع مراعاة ترتيب أوجه المتغيرين ترتيباً تصاعدياً (أو تنازلياً). ومعامل ارتباط جاما تنحصر قيمته بين $(-1 \text{ و } +1)$ الإشارة تحدد اتجاه العلاقة فقط، أما القيمة فتحدد قوة هذه العلاقة، ولا توجد حدود عامة لتفسير القيم بين (صفر، ١) ولكن يمكن الاسترشاد بما يلي (زايد، ٢٠٠٤م: ١٧٢).

(جدول رقم ٨-٩)

قوة معامل ارتباط جاما بدلالة القيمة العددية له

القيمة	التفسير
أقل من ٠.٣	ارتباط ضعيف
من ٠.٣ إلى أقل من ٠.٥	ارتباط متوسط
من ٠.٥ إلى أقل من ٠.٧	ارتباط قوى
من ٠.٧ إلى ١	ارتباط قوى جداً

وعلينا بعد حساب معامل ارتباط جاما من بيانات العينة أن نتعرف على الدلالة الإحصائية له، باستخدام اختبار معنوية (دلالة) معامل ارتباط جاما.

بعض الملاحظات على معامل ارتباط جاما:

- ١- لا يشترط أن يكون عدد أوجه المتغير الأول (وليكن عدد الصفوف) مساوياً لعدد أوجه المتغير الثاني (عدد الأعمدة).
 - ٢- يمكن استخدام معامل ارتباط جاما إذا كان أحد المتغيرين من النوع الفئوي أو النسبي، ولكنه على هيئة فئات مرتبة (مثل فئات درجات الطلاب أو فئات العمر أو ... إلخ)، والمتغير الآخر متغير ترتيبي.
 - ٣- في حالة الجدول المكون من صفين وعمودين (٢-٢) فإن صيغة معامل ارتباط جاما تصبح هي نفسها صيغة معامل ارتباط آخر يسمى معامل يول Yule.
- وهناك مقاييس أخرى تعتمد على تلازم زوجي القيم كما هو الحال في معامل ارتباط جاما نذكر منها

(٣-٣-٨) معاملات ارتباط كندال Kendall - Correlation Coefficients

هذه المعاملات تستخدم أيضاً لقياس قوة واتجاه العلاقة بين متغيرين ترتبيين. وقد قام بتقديمها العالم كندال عام ١٩٣٨ ويرمز لها بالرمز τ وينطق (تو) وقد قدم كندال عدة صيغ (معاملات) لقياس الارتباط بين المتغيرات الترتيبية، وتختلف هذه الصيغ باختلاف الطريقة التي يعالج بها مشكلة القيم المتساوية للمتغير الواحد، والتي تعرف باسم Tied Data، فهناك:

١- معامل ارتباط كندال من النوع أ (تو أ τ_a):

تتراوح قيمته ما بين $(-1, 1)$ ، إلا أنه في حالة وجود قيم تتساوى لها الرتبة أو تتكرر فإن قيمة هذا المعامل لا تصل إلى الحد الأقصى، أو ما نسميه بالارتباط التام ± 1 ، ويعتبر هذا من المأخذ على هذا النوع من معاملات كندال (الشربيني، ١٩٩٠م: ٩٧). وعلينا بعد حساب معامل ارتباط كندال من النوع أ (i) من بيانات العينة أن نتعرف على الدلالة الإحصائية له.

٢- معامل ارتباط كندال من النوع ب (تو ب τ_b):

نظراً لأنه من الممكن أن توجد أكثر من قيمة لها نفس الرتبة، مما يجعل قيمة معامل كندال من النوع أ لا تصل إلى الحد الأقصى، مما يجعل قيمته مضللة بعض الشيء: لذا

قام كندال بإجراء بعض التعديل للتغلب على هذه المشكلة وتوصل إلى صيغة أخرى أطلق عليها معامل ارتباط كندال من النوع (ب)، وتتراوح قيمة (تو ب) ما بين (-١، ١). وعلينا بعد حساب معامل ارتباط كندال من النوع (ب) من بيانات العينة أن نتعرف على الدلالة الإحصائية له.

٢- معامل ارتباط كندال من النوع جـ (تو جـ - τ_c):

عندما يكون عدد الأعمدة لا يساوى عدد الصفوف لا يجب اتباع القانون السابق، بل يوجد ما يسمى قانون كندال من النوع الثالث، أو معامل ارتباط كندال من النوع (جـ). وعلينا بعد حساب معامل ارتباط كندال من النوع (جـ) من بيانات العينة أن نتعرف على الدلالة الإحصائية له.

ملاحظات:

- مقياس سومرس Somers'd:

إن مقياس سومرس Somers'd هو مقياس غير متماثل (اتجاهي) لامتداد مقياس جاما. فيعتبر هذا المقياس ملائماً جداً عندما يكون الدور الذي يقوم به كل من المتغير التابع والمتغير المستقل واضحاً. ويستخدم هذا المقياس دائماً مع القياس الترتيبي.

- معامل اتفاق كندال (W) Kendall Coefficient of Concordance:

فيما دار من مناقشات عند الحديث عن معاملي ارتباط سبيرمان وكندال كنا نتحدث عن العلاقة بين متغيرين ترتيبيين، ولكن أحياناً وفي الحياة العملية تكون الحاجة ملحة للحديث عن العلاقة بين أكثر من متغيرين من خلال رتب كل متغير. وقد يتجه البعض لحساب ارتباط رتب المتغير الأول برتب المتغير الثاني، ثم ارتباط رتب المتغير الأول برتب المتغير الثالث، ثم ارتباط رتب المتغير الأول برتب المتغير الرابع ...، ثم ارتباط رتب المتغير الثاني برتب المتغير الثالث، ثم ارتباط رتب المتغير الثاني برتب المتغير الرابع ... وهكذا، وفي النهاية نأخذ متوسط معاملات الارتباط الناتجة. إلا أن هذا الأمر يحتاج لمزيد من الجهد في المعالجات، فضلاً عن الوقت، لذلك قام كندال عام ١٩٣٩ بتقديم مقياس يستطيع قياس درجة الاتفاق بين عدة مجموعات من الرتب.

فمثلاً نفترض أننا عرضنا مجموعة من البنود أو العبارات التي تمثل أهم تحديات العملية التعليمية (ك) على مجموعة من الخبراء (ن) بهدف الكشف أو التعرف على أي من

هذه البنود (التحديات) تأتي في المقدمة أو أفضل من غيرها، وهل يتفق الخبراء في ذلك، علماً بأنهم خبراء في مجال التعليم. أو نفترض أننا أجرينا عدداً من الاختبارات (ك) الخاصة بعدة مقررات (الإحصاء، والإدارة، والاقتصاد، ...) على عدد من الطلاب (ن) وقد طلب من الممتحن ترتيب درجات هؤلاء الطلاب وفقاً لتقدير كل اختبار هؤلاء الطلاب. ونفترض أننا عرضنا البيانات السابقة في جدول مكون من (ن) من الصفوف، (ك) من الأعمدة، وبذلك تتكون خلايا الجدول من الأعداد التي تناظر رتب الأفراد أو الأشياء التي قدرها المحكمون. في مثل هذه الحالات يوجد معامل يسهل مثل هذه الإجراءات، وهذا المعامل قدمه كندال عام ١٩٣٩ ويستخدم لقياس درجة الاتفاق بين عدة مجموعات من الرتب، وهو نافع بصفة خاصة في دراسات التحكيم لتوضيح درجة الاتفاق بين عدة محكمين في تقييمهم للأشياء أو الأشخاص، أو لتقييم المديرين أو المشرفين أو العمال أو اللاعبين ... إلخ، ويسمى هذا المعامل بمعامل اتفاق كندال.

وعلياً بعد حساب معامل اتفاق كندال من بيانات العينة أن نتعرف على الدلالة الإحصائية له.

(٨-٤) مقاييس الارتباط إذا كان كل من المتغيرين من المستوى الاسمي؛

هناك الكثير من المتغيرات التي لا يمكن قياسها - أي ليست كمية - أو حتى مجرد تقسيمها في رتب - أي ليست ترتيبية - وإنما كل ما هو ممكن هو تقسيم المتغير إلى مجموعات يكون فيها لكل مجموعة صفة مميزة له، والأمثلة على ذلك كثيرة، فالحالة الاجتماعية يمكن تقسيمها إلى (متزوج - أعزب - مطلق - أرمل)، والنوع يتم تقسيمه إلى (ذكور - إناث). وهذه المتغيرات تسمى بالمتغيرات الاسمية أو الكيفية، وهناك عدد كبير من المقاييس الإحصائية التي يمكن استخدامها لبيان مدى العلاقة أو الارتباط بين هذه المتغيرات الكيفية نذكر منها ما يلي:

(٨-٤-١) مقاييس تعتمد على حسابات إحصاء مربع كاي (كا^٢) (المقاييس المتماثلة)؛

هناك مجموعة من المقاييس المتماثلة (بمعنى أن معامل الارتباط بين س، ص هو نفسه معامل الارتباط بين ص و س، أي لا تفرق بين المتغير المستقل والمتغير التابع) التي تستخدم لدراسة العلاقة أو الارتباط بين المتغيرات الكيفية، وتعتمد في حساباته على إحصاء مربع كاي (كا^٢) السابق تناوله في الفصول السابقة.

وعند تطوير مقاييس الارتباط التي تعتمد على إحصاء χ^2 كانت هناك محاولة لجعل قيمة المقياس تتراوح بين الصفر، والواحد الصحيح. ومن أشهر هذه المقاييس:

معامل ارتباط فاي Φ Phi Coefficient

معامل كرامر V Cramer's Coefficient

معامل التوافق Contingency Coefficient

ويلاحظ أن هذه المعاملات لا تعطى نتائج متفقة دائماً إلا في حالة الجداول المزدوجة (جداول الاقتتران) والمكونة من صفين وعمودين (2×2) فإن نتائج معامل ارتباط فاي، وكرامر يكونان متشابهين في هذه الحالة.

١- معامل ارتباط فاي Φ Phi Coefficient:

يستخدم إذا كانت البيانات في صورة متغيرين كل منهما ينقسم انقساماً ثنائياً في صورة اسمية مثل (ذكر- أنثى)، (سعودي، غير سعودي)، (نعم، لا)، (راسب، ناجح)، ... أو حولت المتغيرات الكمية المتصلة إلى متغيرات ثنائية. وكان الهدف دراسة العلاقة بين هذين المتغيرين. و تتراوح قيمة معامل فاي بين (الصفر، جذر ك)، حيث ك هي القيمة الصغرى لـ (عدد الصفوف أو عدد الأعمدة).

ولمعرفة ما إذا كان هذا المعامل له دلالة إحصائية أم لا، علينا أن نبحث عن دلالة إحصاء χ^2 .

٢- معامل كرامر Cramer's Coefficient:

يعالج معامل كرامر مشكلة الحد الأعلى لمعامل فاي، بحيث يجعله واحداً صحيحاً، وبالتالي يكون معامل كرامر محصوراً بين الصفر، والواحد الصحيح، وكلما زاد على (٠.٥) واقترب من الواحد دل ذلك على قوة العلاقة.

ولمعرفة ما إذا كان هذا المعامل له دلالة إحصائية أم لا، علينا أن نبحث عن دلالة إحصاء χ^2 .

معامل التوافق (ق) Contingency Coefficient:

من أكثر معاملات الارتباط استخداماً لقياس قوة العلاقة بين المتغيرات الاسمية، والحد الأدنى لقيمه هو الصفر (عندما يكون المتغيران مستقلين) وهذا يدل على عدم وجود

ارتباط، والحد الأعلى هو جذر $[(1 - r) / n]$ ، حيث r تمثل القيمة الصغرى لـ (عدد الصفوف أو عدد الأعمدة)، وبالتالي عند تفسير قوة العلاقة يوجد طريقتان:

الطريقة الأولى: مقارنة قيمة معامل التوافق (ق) بالقيمة العظمى له وليس بالواحد الصحيح، فمثلاً إذا كانت قيمة معامل التوافق المحسوب من بيانات العينة هي (0.5)، فإننا لتحديد قوة هذه العلاقة لا نقارن هذه القيمة بالواحد الصحيح، ولكن نقارنها بالقيمة العظمى السابق بيانها، ونفترض أنها كانت (0.71) وبذلك نلاحظ أن العلاقة بين المتغيرين (ق = 0.5) تعتبر قوية بالنسبة للقيمة العظمى (0.71) وليس بالنسبة للقيمة العظمى (الواحد الصحيح).

الطريقة الثانية: يتم قسمة معامل التوافق (ق) على حده الأقصى. ويرمز له في هذه الحالة بالرمز (ق) حيث:

$$Q = \frac{Q}{\text{الحد الأعلى لـ } (Q)} \quad (3-8)$$

وتتراوح قيمة Q حينذاك ما بين الصفر والواحد الصحيح، وعندئذ نقارن قيمة (ق) بالقيمة العظمى لها وهي هنا الواحد الصحيح.

وأيضاً لمعرفة ما إذا كان هذا المعامل له دلالة إحصائية أم لا، علينا أن نبحث عن دلالة إحصاء χ^2 .

ملاحظات مهمة:

١- ينبغي أن يراعى الباحث الفروض التي يستند إليها اختبار دلالة مربع كاي قبل استخدام المقاييس التي تعتمد عليه في دراسة الارتباط بين المتغيرات الاسمية. والمصنفة في جداول الاقتتران. وهذه الفروض هي: مستوى القياس الاسمي أو التصنيفي للمتغيرات، واستقلالية المشاهدات، وعشوائية العينات وكبر حجمها بدرجة تسمح بأن تكون التكرارات المتوقعة في كل خلية من خلايا جداول الاقتتران تكون أكبر من (5)، ويفضل بعض العلماء أن تكون أكبر من (10) خاصة في جداول الاقتتران (2x2). (علام، 1993م: 272).

٢- لا تقتصر المقاييس السابقة على دراسة الارتباط بين المتغيرات الاسمية. وإنما يمكن استخدامها إذا كانت المتغيرات من مستوى قياس أعلى. فالمتغيرات الرتبوية أو الفترية أو النسبية يمكن خفضها بحيث تصبح اسمية. فمثلاً الدخل وعدد سنوات التعليم متغيران من المستوى النسبي، فإذا أردنا دراسة العلاقة بينهما (التحقق من أن الدخل مستقل عن عدد سنوات التعليم)، فإنه يمكن تقسيم الدخل إلى ثلاثة مستويات مثلاً (مرتفع ومتوسط ومنخفض). أو ثلاثة فئات مثلاً (أقل من ٢٠٠٠ ريال، من ٢٠٠٠ إلى أقل من ٦٠٠٠ ريال، ٦٠٠٠ ريال فأكثر)، كما يمكن تقسيم عدد سنوات التعليم إلى أربعة مستويات مثلاً (أقل من ثانوي، حاصل على الثانوية، قضى بعد السنوات في الجامعة، تخرج من الجامعة)، وبذلك يمكن استخدام المقاييس السابقة على دراسة الارتباط بين هذين المتغيرين. (علام، ١٩٩٣م: ٢٧٣).

٣- عند استخدام المقاييس التي تعتمد على إحصاء (كا^٢) وكان أكثر من (٢٠٪) من الخلايا لها تكرار متوقع أقل من (٥)، أو تظهر خلية واحدة بتكرار متوقع أقل من الواحد الصحيح، فإنه يفضل ضم الأعمدة أو الصفوف لبعض دون تأثير (الشربيني، ١٩٩٠م: ٨٥٧ & Hopkins).

٤- يعاب على المقاييس (المعاملات) التي تعتمد على إحصاء (كا^٢) أنها تظهر دائماً وجود علاقات بين المتغيرات في حالة العينات الكبيرة. وإذا تحقق ذلك بالفعل علينا أن نعتمد على مقاييس أخرى لقياس الارتباط بين المتغيرات الاسمية، وليكن معامل لمبدا المتماثل.

(٨-٤-٢) مقاييس تعتمد على التخفيض النسبي للخطأ (PRE) (المقاييس الاتجاهية) Directional Measures

تستخدم هذه المقاييس الاتجاهية (بمعنى أن مقياس الارتباط بين س و ص لا يساوي مقياس الارتباط بين ص و س) لدراسة الارتباط بين متغيرين اسميين (أو متغير اسمي على الأقل) إذا كان الغرض هو تقدير المتغير التابع ص بدلالة المتغير المستقل س، أو بمعنى آخر قياس العائد عند التنبؤ بقيمة المتغير التابع عندما تكون قيمة المتغير الآخر المستقل معلومة. ونلاحظ أن اختيار المتغير على كونه تابعاً أو مستقلاً يتوقف كلية على طبيعة المشكلة محل الدراسة. وهذه المقاييس هي:

مقياس (معامل) لمبدا Lambda Coefficient

مقياس جودمان وكروسكال تاو Goodman and Kruskal's Tau

معامل عدم التأكد The Uncertainty Coefficient

وتتراوح القيمة الناتجة لهذه المقاييس ما بين الصفر، والواحد الصحيح، حيث تشير قيمة الصفر إلى أن معرفة المتغير المستقل لن تساعد في التنبؤ بالمتغير التابع، وكلما اقتربت القيمة من الواحد دل ذلك على أن الدرجة التي يمكن بها تقدير المتغير التابع من المتغير المستقل هي درجة عالية. وسوف نتعرض بشيء من التفصيل لمعامل ارتباط لمبدا الذي يرمز له بالرمز λ وقد قدمه العالم جتمان Guttman عام ١٩٤١، لذا يسمى أحياناً معامل التنبؤ لجتمان.

معامل التنبؤ لجتمان (لمبدا) (Guttman's Coefficient of Predictability):

يرى جتمان أنه يمكن اعتبار الاقتران بين متغيرين هو مشكلة تخمين. فإذا اقترن متغير بمتغير آخر؛ فإن هذا يعني أنه يمكن تخمين قيم أحد المتغيرين إذا علمنا قيم المتغير الآخر. وقيمة معامل الاقتران أو الارتباط تلخص الدرجة التي تسهم بها معرفتنا لقيم أحد المتغيرين في تخمين قيم المتغير الآخر. فإذا أدت هذه المعرفة إلى التخمين بدرجة تامة من الثقة فإن قيمة هذا المعامل تساوى الواحد الصحيح. أما إذا لم يكن لهذه المعرفة أى فائدة على الإطلاق في مثل هذا التخمين فإن قيمة هذا المعامل تساوى الصفر. أى أن زيادة قيمة معامل الاقتران أو الارتباط بين متغيرين تعنى زيادة قدرتنا على التخمين الدقيق لقيم أحد المتغيرين على أساس معرفتنا لقيم المتغير الآخر. ومعامل التنبؤ لجتمان يتفق وهذا الشرط، فهو معامل يحدد الدرجة التي يمكن بها تقدير المتغير التابع من المتغير المستقل، ويتم حسابه بالصيغة التالية:

$$\text{معامل لمبدا} = \frac{\text{مقدار النقص في الخطأ}}{\text{مقدار الخطأ الأصلي}} \quad (٨-٤)$$

حيث يعبر المقام عن الخطأ في تقدير المتغير التابع بدون معرفة المتغير الآخر المستقل (الخطأ الأصلي)، أما البسط فهو الخطأ في تقدير المتغير التابع بدون معرفة المتغير الآخر المستقل مطروحاً منه الخطأ في تقدير المتغير التابع بمعلومية المتغير الآخر المستقل (أى مقدار النقص في الخطأ نتيجة لمعرفة قيمة المتغير الآخر المستقل).

اختبار معنوية (دلالة) معامل جتمان (لمبدا):

لمعرفة الدلالة الإحصائية لمعامل لمبدا يجب أن نكشف عن إحصاء كا^٢، فإذا اتضح أنه دال إحصائياً فإن هذا يعنى أن معامل لمبدا له دلالة إحصائية أيضاً، والعكس صحيح (الشربيني، ١٩٩٠م: ١٥٤).

ملاحظات مهمة:

١- معامل لمبدا الذى تم حسابه فيما سبق هو معامل اتجاهى (غير متماثل) يستخدم عندما يريد الباحث تخمين أحد أقسام المتغير التابع بمعلومية أقسام المتغير المستقل، أى أن التخمين يكون فى اتجاه واحد. إلا أنه يوجد معامل لمبدا آخر ولكنه متماثل، ويستخدم عندما يريد الباحث تخمين أحد أقسام متغير بمعلومية أقسام متغير آخر والعكس صحيح، أى أن التخمين يكون فى كلا الاتجاهين (كما هو الحال فى المقاييس التى تعتمد على إحصاء كا^٢).

٢- يفضل اللجوء لمعامل لمبدا المتماثل عوضاً عن المقاييس التى تعتمد على إحصاء (كا^٢) فى حالة وجود بعض تكرارات خلايا الجدول بها أصفار.

(٨-٥) مقاييس الارتباط إذا كان أحد المتغيرين من المستوى الاسمى والآخر من المستوى الرتبى:

عرضنا فى الأقسام السابقة مقاييس الارتباط بين متغيرين كل منهما إما من المستوى الكمى (نسبى أو فئوى) أو المستوى الرتبى أو المستوى الاسمى. ولكن الباحث لا يضمن فى جميع الأحوال أن يكون المتغيران موضع الدراسة لهما نفس ميزان أو مستوى القياس، فاحياناً يود الباحث أن يوجد درجة الارتباط أو الاقتران بين متغيرين أحدهما من المستوى الاسمى والآخر من المستوى الرتبى، أو أحدهما من المستوى الاسمى والآخر من المستوى الكمى، أو أحدهما من المستوى الرتبى والآخر من المستوى الكمى. وسوف نقتصر فى هذا القسم على عرض مقاييس الارتباط عندما يكون أحد المتغيرين من المستوى الاسمى والآخر من المستوى الرتبى، أما مقاييس الارتباط فى الحالتين الأخرين فسوف نعرض لها بالتفصيل فى الأقسام التالية.

١- معامل الارتباط الثنائي للرتب Rank Biserial:

قدمه كوريتون Coreton عام ١٩٥٦ لقياس الارتباط بين متغيرين أحدهما رتبي (مثل ليكرت للاتجاهات) والآخر اسمي ثنائي أصيل مثل الجنس (ذكر- أنثى) أو الجنسية (سعودي- غير سعودي). وتتراوح قيمة هذا المعامل ما بين (- ١، ١)، ولكن نظراً لأن أحد المتغيرين فقط من المستوى الرتبي فإن الإشارة لا معنى لها، فإذا كانت موجبة فهي لا تعنى سوى أن رتب المجموعة الثانية أعلى من رتب المجموعة الأولى بنسبة كذا (على حسب القيمة)، والعكس صحيح.

ولمعرفة طريقة حساب هذا المعامل، ومعرفة الدلالة الإحصائية له، انظر اختبار مان - ويتني في القسم (٦-٢-٢) من هذا الكتاب.

٢- معامل ثيتا (Theta) للارتباط Theta (Freeman) Coefficient:

يستخدم هذا المعامل لقياس قوة الارتباط (العلاقة) بين متغيرين أحدهما من المستوى الاسمي (يشتمل على وجهين أو أكثر) والآخر من المستوى الرتبي. ومقدار هذا المعامل مبني على أساس مدى تلقى الوحدات في مستوى (فئة) معين من المتغير الاسمي - تقديراً أعلى للمتغير الترتيبي - عنه في مستوى آخر من المتغير الاسمي.

ولمعرفة طريقة حساب هذا المعامل، ومعرفة الدلالة الإحصائية له، انظر اختبار كروسكال والاس في القسم (٧-٢-٢) من هذا الكتاب.

(٨-٦) مقاييس الارتباط إذا كان أحد المتغيرين من المستوى الاسمي والآخر من المستوى الكمي:

سوف نعرض في هذا القسم مجموعة من المقاييس الإحصائية المهمة التي يمكن أن يستخدمها الباحث في إيجاد درجة الاقتتان (أو العلاقة) بين متغيرين أحدهما من المستوى الاسمي والآخر من المستوى الكمي.

وبالطبع يمكن أن يعتبر الباحث المتغير الكمي متغيراً رتبياً، ويحسب قيمة معامل θ (ثيتا) مثلاً، أو يعتبره متغيراً اسمياً ويحسب قيمة معامل التنبؤ لجتمان (لبدا). ولكن استخدام أي من هذين المعاملين يؤدي بالطبع إلى فقد بعض المعلومات التي كان من الممكن أن يحصل عليها من بيانات بحثه، إذا استخدم المتغير الكمي بدلاً من اعتباره من النوع

الرتبى أو الاسمى. وفيما يلى نعرض لأهم المقاييس (المعاملات) التى تستخدم فى إيجاد درجة الاقتران (أو العلاقة) بين متغيرين أحدهما من المستوى الاسمى والآخر من المستوى الكمى، وهى:

١- معامل الارتباط الثنائى المتسلسل Point Biserial:

عندما تستدعى الحاجة إلى دراسة الارتباط بين متغير اسمى ثنائى أصيل مثل (ذكر ١ - أنثى ٢)، (ناجح ١ - راسب ٢) مع متغير كمى متصل يمكن استخدام معامل الارتباط بيرسون، أو يمكن تطوير هذه المعادلة لتصبح بصيغة جديدة تعرف بمعادلة بوينت بايسيريال (النبهان: ٢٠٠١م: ص: ٢٢٣)، وقد قام بتقديم هذا المعامل العالمان ريتشاردسون وستالكر Richardson and Stalnaker فى عام ١٩٢٢- والجدير بالذكر أن معادلة بوينت بايسيريال هى حالة خاصة من معادلة ارتباط بيرسون، ولن تصل قيمة معامل بوينت بايسيريال الواحد: لأن توزيع المتغيرين مختلف تماماً (أحد المتغيرين اسمى ثنائى، والثانى كمى متصل)، وفى الواقع تتراوح قيمة هذا المعامل ما بين $0.798 \pm$ (زايد، ١٩٩٢، ٤٠).

ولمعرفة طريقة حساب هذا المعامل، ومعرفة الدلالة الإحصائية له، انظر اختبار (ت) فى القسم (١-٢-٦) من هذا الكتاب.

٢- معاملات ارتباط أخرى اتجاهية تعتمد على بيانات تحليل التباين:

كما سبق أن أوضحنا عند دراسة تحليل التباين فى الفصل السابق أنه إذا كانت النسبة ف دالة إحصائية، فمعنى ذلك أن المتغير المستقل (وهو هنا المتغير الاسمى الذى له أكثر من وجهين) له تأثير معنوى فى المتغير التابع (وهو هنا المتغير الكمى)، ولكنه لا يدل على حجم التأثير أو درجة العلاقة بين المتغيرين. وربما كانت دلالة ف إحصائية لا تعنى وجود علاقة قوية بين المتغيرين، وبالتالي يفضل تحديد قوة هذه العلاقة باستخدام معامل (E) وتقرأ (إيبسلون). وهناك مقياس آخر يستخدم لتفسير قوة العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع يعتمد على الكشف عن مقدار التباين فى قيم (درجات) المتغير التابع الذى يعزى إلى المتغير المستقل، وهو ما يسمى (η^2) وتقرأ (أوميغا تربيع)، وبعد أخذ الجذر التربيعى له نحصل على ما يسمى بنسبة الارتباط Correlation Ratio، ويرمز لها بالرمز (η) وتقرأ إيتا (eta)، وهو يستخدم لقياس قوة الترابط بين المتغيرين، بمعنى ما إذا كانت العلاقة قوية (أكبر من ٠.٦٠) أم ضعيفة (أقل من ٠.٥٠) أم متوسطة (من ٠.٥٠ إلى ٠.٦٠).

كما أنه لا داعي لاختبار الدلالة الإحصائية لهذه المعاملات؛ لأنها لا تختلف عن الدلالة الإحصائية لقيم "ف" التي حصلنا عليها باختبار تحليل التباين. ولعرفة طريقة حساب هذا المعامل، ومعرفة الدلالة الإحصائية له، انظر اختبار تحليل التباين في القسم (٧-٢-١) من هذا الكتاب.

(٧-٨) مقاييس الارتباط إذا كان أحد المتغيرين من المستوى الرتبي والآخر من المستوى الكمي:

سنعرض في هذا القسم بعض مقاييس العلاقة عندما يكون أحد المتغيرين من المستوى الرتبي، والآخر من المستوى الكمي. وفي الحقيقة لا يوجد مقياس وحيد يمكن استخدامه لوصف درجة الارتباط بين هذين النوعين من المتغيرات، ويمكن أن يتقاضى الباحث عن الميزان أو المستوى الكمي لأحد المتغيرين، ويعتبره من المستوى الرتبي، ويوجد مقدار العلاقة بين متغيرين من المستوى الرتبي باستخدام المقياس الإحصائي المناسب والسابق ذكرهما في القسم (٢-٨) (علام، ١٩٩٣م: ٤٧٠)، وبالطبع سوف يكون مثل هذا المقياس أقل حساسية للعلاقة القائمة بين المتغيرين الأصليين.

ويوجد مقياسان إحصائيان يناسبان بوجه خاص الموقف البحثي الذي يتطلب إيجاد العلاقة بين متغيرين أحدهما من المستوى الرتبي والآخر من المستوى الكمي، هما معامل الارتباط المتسلسل المتعدد، ومعامل الارتباط المتسلسل المتعدد الحقيقي. ولكننا سوف نقتصر على المقياس الأول.

معامل الارتباط المتسلسل المتعدد لجاسبن Jaspens Coefficient of Multiserial Correlation

قدمه جاسبن Jaspens عام ١٩٤٦ لقياس الارتباط بين متغير كمي وآخر ترتيبي، ويفترض أن المتغير الترتيبي يتبع التوزيع الاعتدالي بقدر الإمكان. ويقوم معامل جاسبن على فكرة تحويل المتغير الرتبي (س) إلى درجات معيارية، ثم حساب معامل ارتباط بيرسون بين قيم الدرجات المعيارية وقيم المتغير الكمي (ص)، ثم نقوم بتصحيح معامل الارتباط السابق بقسمته على قيمة الانحراف المعياري للدرجات المعيارية للمتغير (س). وفي هذه الحالة يصبح معامل الارتباط لبيرسون بعد تصحيحه مساوياً بمعامل الارتباط المتسلسل المتعدد الذي اقترحه جاسبن (علام، ١٩٩٣م: ٤٧١). أي أن معامل الارتباط

المتسلسل المتعدد هو تعديل لمعامل ارتباط بيرسون، والصورة الرياضية العامة التي يمكن أن يستخدمها الباحث لإيجاد معامل الارتباط المتسلسل المتعدد هي:

$$r \text{ (جاسين)} = \frac{\text{مج } (\bar{ص} - \bar{ف})}{\text{عس} - \text{مج } (\bar{ف}^2 / \text{ق})} \quad (٨-٥)$$

ص: تمثل متوسط قيم المتغير الكمي (ص) لكل مجموعة فرعية من مجموعات المتغير الرتبي (س).

ف = (أ.د - أ.ع) تمثل الفرق بين ارتفاعي المنحنى الطبيعي المعياري اللذين يحددان المجموعة الفرعية من أسفل ومن أعلى.

ع: تمثل قيمة الانحراف المعياري للمتغير الكمي (ص).

ق: تمثل نسبة الحالات في كل مجموعة فرعية من مجموعات المتغير الرتبي (س).

اختبار معنوية (دلالة) معامل الارتباط المتسلسل المتعدد لجاسين:

وحيث إن معامل الارتباط المتسلسل المتعدد لجاسين هو تعديل لمعامل ارتباط بيرسون، فإنه من الممكن استخدام اختبار (ت) في اختبار معنوية هذا المعامل، ذلك الاختبار الذي يستخدم أيضاً في اختبار معنوية معامل بيرسون، وذلك كما يلي:

$$t \text{ (المحسوبة)} = r \text{ (جاسين)} \times \sqrt{\frac{(n-2)}{1-r^2 \text{ (جاسين)}}} \quad (٨-٦)$$

وهذا المختبر الإحصائي يتبع توزيع ت بدرجات حرية (ن-٢).

وبالتالي واختبار معنوية هذا المعامل نقارن قيمة المختبر الإحصائي بالقيمة المعيارية الجدولية (الدرجة) التي تأتي بها من جدول (ت) بناء على مستوى دلالة (معنوية) محدد (α)، وبناء على فرضية البحث (البديل) فيما إذا كانت فرضية البحث غير موجهة، بمعنى أن الفرضية تهتم فيما إذا كان هناك علاقة ذات دلالة معنوية أم لا (\neq) أي اختبار ذي طرفين

(ذيلين) ($\alpha/2$) أما أنها فرضية موجهة، بمعنى أن الفرضية تهتم بالاتجاه، أى اختبار ذى طرف (ذيل) واحد (α).

فإذا كانت قيمة المختبر الإحصائى (t) أقل من، أو تساوى القيمة الحرجة (الجدولية $\alpha/2$ أو α) فإننا نقبل الفرض العدمى ونرفض فرضية البحث، أى يقال إن الارتباط غير دال أو غير معنوى أو غير جوهري.

أما إذا كانت قيمة المختبر الإحصائى (t) أكبر من، أو تساوى القيمة الحرجة (الجدولية $\alpha/2$ أو α) فإننا نرفض الفرض العدمى ونقبل فرضية البحث، أى يقال إن الارتباط دال إحصائياً.

مثال (٣-٨) فيما يلى درجات عينة من الطلاب فى الاختبار النهائى (ص) وفى أعمال السنة (س)، وكان القياس فى الاختبار النهائى كمياً أما فى أعمال السنة كان القياس ترتيبياً. والمطلوب دراسة العلاقة بين الاختبارين بمستوى معنوية (١/).

(جدول رقم ٨-١٠)

درجات عينة من الطلاب فى الاختبار النهائى، وفى أعمال السنة

أعمال السنة	أ	أ	أ	جج	جج	جج	جج	جج	جج	جج	جج	جج	جج	جج	م	م	ض
الاختبار النهائى	١٩	١٨	٢٢	١٩	٢٠	١٨	١٨	١٦	١٥	١٢	١٣	١٦	٦	٨	٥		

حيث: (أ) تمثل امتياز، (جج) تمثل جيد جداً، (ج) تمثل جيد، (م) تمثل مقبول، (ض) تمثل ضعيف.

الحل

وحيث إن المتغيرين محل الدراسة أحدهما (س) ترتيبى، وهو تقدير أعمال السنة، والآخر كمى (ص)، وهو درجة الاختبار النهائى. فإن المقياس المناسب هنا لدراسة العلاقة بينهما هو معامل الارتباط المتسلسل المتعدد لجاسين، ولحسابه نبدأ بإيجاد قيمة تباين للمتغير الكمي (ص)، ثم نأتى بجذره لنحصل على قيمة الانحراف المعياري (ع ص) كما يلى:

$$(7-8) \quad \bar{ص} = [(مج ص) / ن] = (15 / 225) = 0.067$$

$$(8-8) \quad \text{وحيث إن التباين } (ع ص) = [(مج ص - \bar{ص})^2 / ن] = [14 / 225] = 0.062$$

وبالتالي فإن الانحراف المعياري (ع ص) = جذر (0.062) = 0.25

(جدول رقم 8-11)

جدول حساب الوسط الحسابي والانحراف المعياري

ص	(ص - $\bar{ص}$)	(ص - $\bar{ص}$) ²
19	$4 = (15 - 19)$	16
18	$3 = (15 - 18)$	9
22	$7 = (15 - 22)$	49
19	$4 = (15 - 19)$	16
20	5	25
18	3	9
18	3	9
16	1	1
15	صفر	صفر
12	3	9
12	3	9
16	1	1
6	9	81
8	7	49
5	10	100
المجموع = 225	مج (ص - $\bar{ص}$) = صفر	مج (ص - $\bar{ص}$) ² = 378

ثم نأتى بعد ذلك ببقية الحسابات اللازمة لتطبيق القانون، ونعوض فيه كما يلي:

(٩-٨)	مج (ص × ف)	ر (جاسين) =
	ع - مج (ف / ق)	
(١٠-٨)	٤.٣٣	ر (جاسين) =
	٠.٩٠٣ × ٥.٢٠	
(١١-٨)	٠.٩٢ =	ر (جاسين) =
	٤.٧٠	

إذن هناك علاقة طردية وقوية بين تقدير أعمال السنة، ودرجة اختبار نهاية العام.

ملحوظة: كيفية حساب (أ. د) التى تمثل ارتفاع المنحنى الطبيعى المعيارى عند الحد الأدنى للفئة، أو بمعنى آخر الذى يحد المجموعة الفرعية من أسفل، (أ. ع) التى تمثل ارتفاع المنحنى الطبيعى المعيارى عند الحد الأدنى الأعلى، أو بمعنى آخر الذى يحد المجموعة الفرعية من أعلى. فمثلاً:

- إذا أردنا إيجاد الارتفاعين اللذين يحددان التقدير (امتنياز) نرجع إلى جدول التوزيع الطبيعى المعيارى (جدول ١) ونبحث عن الارتفاع (العمود الثالث) الذى بعده (٠.٢٠) من الحالات، أى المساحة (٠.٨٠) من - ∞ إلى هذا الارتفاع (العمود الثانى فى الجدول) فنجد أن قيمة الارتفاع المناظر أ. د = (٠.٢٨) (العمود الثالث فى الجدول)، والارتفاع الذى دونه صفر من الحالات، وهو بالطبع = صفر (أ. ع = صفر).

- إذا أردنا إيجاد الارتفاعين اللذين يحددان التقدير (جيد جداً إلى امتياز) نرجع إلى جدول ارتفاعات المنحنى الطبيعى المعيارى (جدول ١) ونبحث عن الارتفاع الذى بعده (٠.٤٧) وهى عبارة عن ٠.٢٧ + ٠.٢٠ من الحالات، أى المساحة (٠.٥٢) من - ∞ إلى هذا الارتفاع (العمود الثانى فى الجدول) فنجد أن قيمة الارتفاع المناظر أ. د = (٠.٤٠) (العمود الثالث فى الجدول)، والارتفاع الذى دونه (٠.٢٠) من الحالات، وهو الذى سبق إيجاده، ويكون الحد الأدنى هنا هو الحد الأعلى، أى أن (أ. ع هنا هى نفسها أ. د للفئة السابقة = ٠.٢٨).

(جدول رقم ٨-١٢)

جدول حساب معامل الارتباط المتسلسل المتعدد لجاسين

التقدير	قيم (ص)	ن	(صم)	ق	أ.د	أ.ع	ف	ف/ق	(صم)×ف
أ	١٩	٣	١٩.٦٧	٠.٢٠	٠.٢٨	صفر	٠.٢٨	٠.٣٩٢	٥.٥١
ب	١٨								
ج	٢٢								
جـ	١٩	٤	١٨.٧٥	٠.٢٧	٠.٤٠	٠.٢٨	٠.١٢	٠.٠٥٣	٢.٢٥
د	٢٠								
هـ	١٨								
و	١٨								
ز	١٦	٥	١٤.٤	٠.٣٣	٠.٢٨	٠.٤٠	٠.١٢	٠.٠٤٤	١.٧٣
ح	١٥								
ط	١٢								
ي	١٢								
١٦									
م	٨.٦	٢	٧	٠.١٣	٠.١٣	٠.٢٨	٠.١٥	٠.١٧٣	١.٠٥
ن	٥	١	٥	٠.٠٧	صفر	٠.١٣	٠.١٣	٠.٢٤١	٠.٦٥
المجموع		١٥		١				٠.٩٠٣	٤.٣٣

ولاختبار معنوية هذا المعامل نقوم بحساب المختبر الإحصائي كما يلي:

$$ت (المحسوبة) = ر (جاسين) \times جذر \left[\frac{(ن - ٢)}{١ - ر^2 (جاسين)} \right] \quad (١٢-٨)$$

$$ت (المحسوبة) = ٠.٩٢ \times جذر \left[\frac{(٢ - ١٥)}{١ - (٠.٩٢)^2} \right] \quad (١٢-٨)$$

$$ت (المحسوبة) = \frac{٣.٣٢}{٠.٣٩٢} = ٨.٥ \quad (١٤-٨)$$

ومن جداول ت عند درجات حرية (ن-٢) أى (١٥-٢) = ١٣، نجد أن قيمة ت = ٢.٦٥٦ .
وحيث إن قيمة ت المحسوبة أكبر من ت الجدولية، فإننا نرفض الفرض العدمى ونقبل
فرضية البحث، أى يقال إن الارتباط الطردى المحسوب من بيانات العينة السابقة هو
ارتباط دال إحصائياً.

ملحوظة: هناك مقياس آخر يسمى معامل الارتباط المتعدد الحقيقى ويتطلب تحقق
فرض أن الفترات التى تفصل بين رتب المتغير الرتبى تكون متساوية، ونظراً لصعوبة تحقق
هذا الفرض فى كثير من البحوث الاجتماعية، فإنه لا يستخدم إلا نادراً.

(٨-٨) بعض المقاييس الأخرى لدراسة العلاقة بين المتغيرين:

هناك مقاييس تستخدم لتوضيح العلاقة بين المتغيرين ولكن فى بعض الحالات الخاصة
نذكر منها على سبيل المثال.

١ - مقياس كابا للاتفاق Kappa:

يستخدم عندما تحتوى الجداول على نفس المتغيرات فى الأعمدة والصفوف، بمعنى أنه
يقيس الارتباط أو الاتفاق بين متغيرين لهما نفس الأوجه. وتعد كابا مقياساً لبيان ما إذا
كان الاتفاق بين التكرارات المشاهدة فى الخلايا الرئيسة وبين التكرارات المتوقعة يرجع
إلى مجرد عامل الصدفة، أو أنه اتفاق حقيقى. ويحسب مقياس كابا فى حالة المتغيرات
الاسمية أو الترتيبية بالصيغة التالية:

$$\text{كابا Kappa} = \frac{\text{ح (ش) - ح (ت)}}{\text{١ - ح (ت)}} \quad (٨-١٥)$$

حيث: ح (ش) يعبر عن احتمال الاتفاق المشاهد، وهو عبارة عن مجموع النسب المشاهدة
فى القطر الرئيس للجدول.

ح (ت) يعبر عن احتمال الاتفاق المتوقع فى ظل افتراض الاستقلال، وهو عبارة عن
مجموع النسب المتوقعة على نفس القطر الرئيس للجدول.

وتتراوح قيمة مقياس كابا بين الصفر، والواحد. وبوجه عام يمكن الاسترشاد بما يلى
عند تفسير قيمته:

(جدول رقم ٨-١٣)
قوة الاتفاق بدلالة القيمة العددية لمقياس كابا

القيمة	التفسير
أقل من (٠.٤٠)	هناك اتفاق ضعيف
من (٠.٤٠) إلى (٠.٦٠)	هناك اتفاق معقول
من (٠.٦٠) إلى (٠.٧٥)	هناك اتفاق ممتاز
أكثر من (٠.٧٥)	هناك اتفاق أكثر من ممتاز
١	هناك اتفاق تام

مثال (٨-٤) فى عينة عشوائية من طلاب الجامعة فى الولايات المتحدة الأمريكية، تم سؤالهم عن الحزب الذى ينتمون إليه والحزب الذى ينتمى إليه أبائهم فكانت النتائج كما يلى:

(جدول رقم ٨-١٤)
بيان بالانتماءات السياسية لمجموعة من الطلاب فى أمريكا وانتماءات آبائهم

حزب الابن / حزب الأب	ديمقراطى	جمهورى	مستقل	المجموع
ديمقراطى	٦٠٤	٢٤٥	٦٧	٩١٦
جمهورى	١٣٠	٢٢٥	٧٦	٤٤١
مستقل	٦٣	١٨٠	٢٥٢	٤٩٥
المجموع	٧٩٧	٦٦٠	٣٩٥	١٨٥٢

المطلوب: هل هناك اتفاق بين الحزب الذى ينتمى إليه الأب والحزب الذى ينتمى إليه الابن؟

الحل

حيث إن الجدول الموضح يحتوى على نفس المتغيرات فى الصفوف والأعمدة، ونريد دراسة العلاقة بين المتغيرين، فإن المقياس المناسب هنا هو مقياس كابا. ولحساب مقياس كابا نبدأ بإيجاد ح (ش) الذى يمثل احتمال الاتفاق المشاهد، وهو عبارة عن مجموع النسب المشاهدة فى القطر الرئيس للجدول.

$$(16-8) \quad \text{ح (ش)} = \frac{(202 + 225 + 604)}{1852} = \frac{1091}{1852} = 0.589$$

ولحساب ح (ت) الذي يمثل احتمال الاتفاق المتوقع، وهو عبارة عن مجموع النسب المتوقعة على نفس القطر الرئيسي للجدول، لابد أن نأتى أولاً بالتكرارات المتوقعة لعناصر القطر الرئيس كما يلي:

التكرار المتوقع ك (لأى عنصر) = [(مجموع الصف × مجموع العمود) / المجموع الكلى]

$$\text{ك (604)} = [1852 / (797 \times 916)] = 394.20$$

$$\text{ك (225)} = [1852 / (660 \times 441)] = 157.16$$

$$\text{ك (202)} = [1852 / (395 \times 495)] = 105.58$$

وبالتالى نجد أن:

$$(17-8) \quad \text{ح (ت)} = \frac{(105.58 + 157.16 + 394.2)}{1852} = \frac{656.94}{1852} = 0.355$$

إذن معامل كابا يكون كما يلي:

$$(18-8) \quad \text{كابا Kappa} = \frac{\text{ح (ش)} - \text{ح (ت)}}{1 - \text{ح (ت)}} = \frac{0.589 - 0.355}{1 - 0.355} = 0.363$$

∴ هناك اتفاق ضعيف بين الآباء والأبناء من حيث الانتماء الحزبى.
وللتأكد من دلالة معامل كابا، يتم التأكد من دلالة إحصاء (كا²) المقابل له.

٢ - تقدير المخاطرة Risk أو نسبة المفاضلة (الرجحان) Odds Ratio:

نسبة المفاضلة (الرجحان)، أو ما يسمى أحياناً بمعدل الاحتمال، تستخدم لتوضيح العلاقة بين متغيرين من المتغيرات الوصفية (ترتيبية أو اسمية) في جدول يحتوى على صفين وعمودين فقط (٢×٢).

أ	ب
ج	د

وتحسب نسبة المفاضلة (ن. ف) بالطريقة التالية:

$$(ن. ف) = \frac{أ \times د}{ب \times ج} \quad (٨-١٩)$$

وتتراوح قيمة (ن. ف) ما بين الصفر، ∞ ، فإذا كانت تساوى الواحد الصحيح فإن هذا يعنى أن المتغيرين مستقلان. أما إذا كانت (ن. ف) < ١ دل ذلك على أن احتمال النجاح يكون أكبر في الصف الأول عنه في الصف الثانى، فمثلاً إذا كانت قيمة (ن. ف) = (٣) فإن هذا يعنى أن احتمال النجاح في الصف الأول ثلاثة أضعاف النجاح في الصف الثانى، وبالتالي الأشخاص في الصف الأول أكثر حظاً للنجاح من الأشخاص في الصف الثانى. أما إذا كانت (ن. ف) > ١ فإن هذا يعنى أن النجاح أقل حظاً في الصف الأول عنه في الصف الثانى. ويلاحظ أنه كلما بعدت قيمة الـ (ن. ف) عن الواحد الصحيح (فى أى اتجاه) كان هناك مستوى أعلى من الارتباط (التوافق أو الاقتران) بين المتغيرين، فمثلاً: إذا كانت قيمة (ن. ف) = (٤) فإن هذا يبعدنا عن عدم الاستقلال عما إذا كانت قيمة (ن. ف) = (٢)، وكذلك الحال إذا كانت قيمة (ن. ف) = (٠.٢٥)، فإن هذا يبعدنا أيضاً عن عدم الاستقلال عما إذا كانت قيمة (ن. ف) = (٠.٥٠). كما يلاحظ أن معدل الاحتمال أو نسبة المفاضلة لا تتغير قيمتها إذا بدلنا وضع المتغيرين في الجدول بمعنى أن الصفوف تصبح أعمدة، والأعمدة تصبح صفوفاً، بمعنى أننا نحصل على نفس القيمة عندما نعالج الأعمدة على أنها متغير استجابة (تابع) Response Variable والصفوف متغير استكشافى (مستقل) Exploratory Variable، أو نعالج الصفوف على أنها متغير تابع Response والأعمدة على أنها متغير مستقل Exploratory.

مثال (٨-٥) الجدول التالي يبين توزيع عينة عشوائية من (٢١٠) أفراد، لدراسة العلاقة بين النوع ومستوى الثقافة العامة:

(جدول رقم ٨-١٥)

عينة عشوائية من الأفراد لدراسة العلاقة ما بين مستوى الثقافة العامة والنوع

النوع / المستوى الثقافي	أعلى من المتوسط	متوسط أو أقل	المجموع
ذكور	٤٦	١٨	٦٤
إناث	٦٣	٨٣	١٤٦
المجموع	١٠٩	١٠١	٢١٠

والمطلوب: توضيح العلاقة بين المتغيرين.

الحل

حيث إن الجدول الموضح هو (٢×٢) ونريد توضيح العلاقة بين المتغيرين: فإن المقياس المستخدم هنا هو نسبة المفاضلة (معدل الاحتمال)، وذلك كما يلي:

$$\text{وحيث إن (ن. ف)} = \frac{أ \times ج}{ب \times د} \quad (٨-٢٠)$$

$$\text{إن (ن. ف)} = \frac{٨٣ \times ٤٦}{٦٣ \times ١٨} = ٣.٣ \quad (٨-٢١)$$

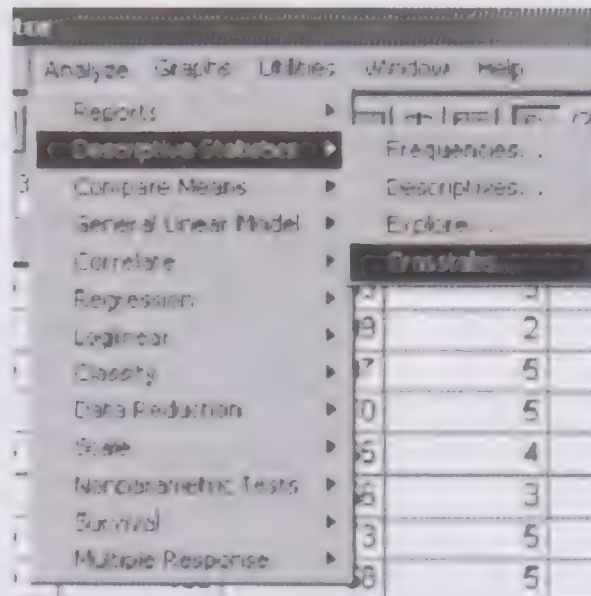
أى أن احتمال أن يكون الشخص مرتفع المستوى، إذا كان من الذكور هو ٣ أضعاف هذا الاحتمال إذا كان من الإناث، مما يدل على ارتفاع مستوى الثقافة العامة للذكور عنها فى الإناث.

(٩-٨) تطبيقات متنوعة باستخدام برنامج SPSS:

يوفر إجراء Crosstabs عدداً كبيراً من مقاييس الارتباط وفقاً للنوعيات المختلفة من البيانات (خصوصاً البيانات الاسمية والرتبية). ولتنفيذ هذا الإجراء نتبع ما يلي:

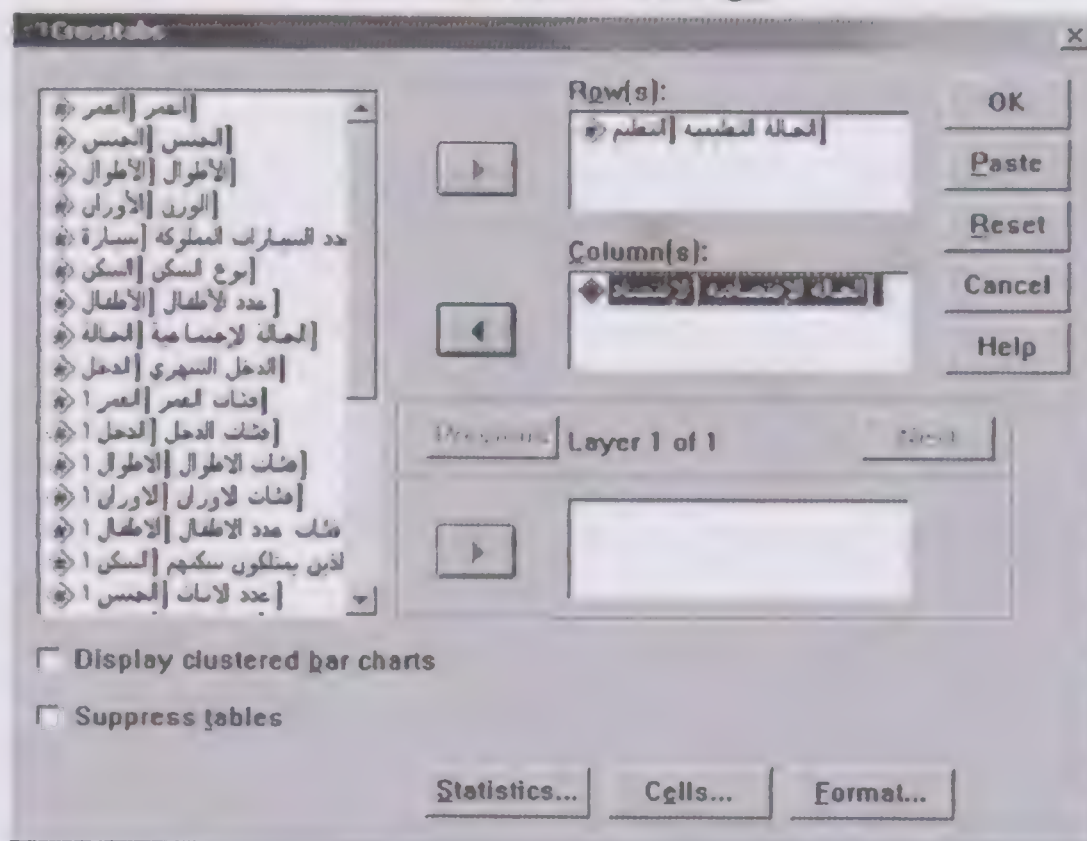
- نختار أمر Descriptive Statistics من قائمة Analyze ثم نختار أمر Crosstabs، كما هو موضح بالشكل التالي:

(شكل رقم ٨-١٢)
اختيار الأمر Crosstabs



- بعد القيام باختيار إجراء Crosstabs، سوف تظهر لنا النافذة الرئيسة الخاصة بـ Crosstabs، فنقوم بتحديد المتغير الذي سوف يظهر في مربع الصفوف، وليكن الحالة التعليمية، والمتغير الذي سوف يظهر في مربع الأعمدة، وليكن الحالة الاقتصادية، كما هو موضح في الشكل التالي:

(شكل رقم ٨-١٣)
مربع الحوار الخاص بأمر Crosstabs



- بعد أن قمنا باختيار المتغيرات، نقوم بتحديد ما نرغب من الاختيارات التالية:
الاختيار الأول: يساعدنا في ظهور أو عدم ظهور الأعمدة المجزأة أو الجداول التكرارية، وذلك بالنقر على الذي نريد إظهاره من:

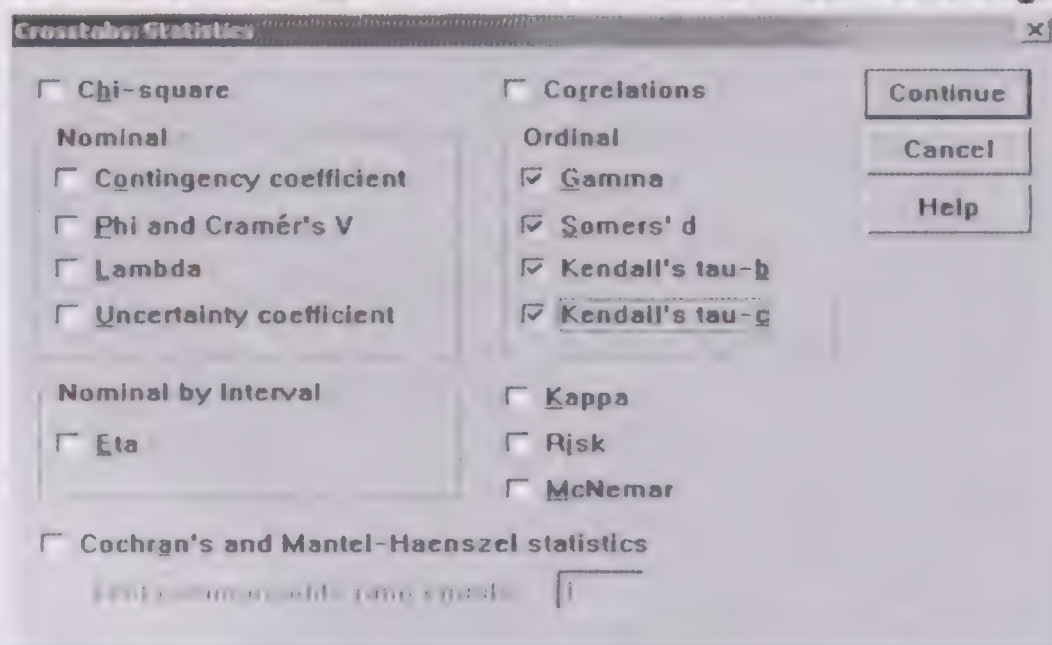
Display Clustered bar Charts.

Suppress tables.

الاختيار الثاني: يساعدنا في اختيار مقاييس (معاملات) الارتباط المختلفة التي نرغب في إظهارها، وذلك بالنقر على Statistics فتظهر لنا النافذة التالية Crosstabs: Statistics.

(شكل رقم ٨-١٤)

مربع الحوار الخاص بتحديد الإحصاءات المطلوبة الخاصة بأمر Crosstabs



يلاحظ أن هذه النافذة تحتوي على العديد من الاختيارات منها:

٨ - كا^٢ Chi-Square:

يستخدم في حالة إجراء اختبارات الفروض الإحصائية الخاصة باستقلال المتغيرات، ويقوم هذا الاختيار بحساب التالي:

أ - Pearson Chi-Square

ب - Likelihood Ratio

ج - Fisher's Exact Test

د - Yates Corrected Chi-Square.

ويتم حساب (الاعتماد على) Fisher's Exact Test عندما يكون لدينا جدول مزدوج ذي صفين وعمودين، مع وجود خلايا تظهر فيها قيم متوقعة تقل عن (٥) مشاهدات. ويتم تطبيق Yates Corrected Chi-Square لجميع الجداول المكونة (٢-٢). أما بالنسبة للجداول التي تحتوي على أي عدد من الصفوف أو الأعمدة، فيتم الاعتماد على Pearson Chi-Square.

٢ - الارتباطات Correlations:

يستخدم عندما نرغب في تنفيذ جداول، حيث تحتوى الصفوف والأعمدة على متغيرات كمية، وينتج عن هذا الأمر معامل الارتباط الخطى البسيط Pearson، ومعامل ارتباط سبيرمان Spearman، ومعامل ارتباط كندال Kendall's tau، إلا أن معامل سبيرمان ومعامل كندال يفضلان في حالة المتغيرات الترتيبية.

٣ - الاسمي Nominal:

يستخدم إذا كنا نريد إيجاد أحد مقاييس الارتباط بين المتغيرات الاسمية وتشمل:

أ - Contingency Coefficient.

ب - Phi and Cramer's V.

ج - Lambda.

د - Uncertainty Coefficient.

٤ - الرتبي Ordinal:

يستخدم إذا كنا نريد إيجاد أحد مقاييس الارتباط بين المتغيرات الترتيبية وتشمل:

أ - Gamma.

ب - Somers'd.

ج - Kendall's tau - b.

د - Kendall's tau - c.

٥ - اسمي × فترى Nominal by Interval:

يستخدم عندما يكون أحد المتغيرات اسماً والآخر كمياً ويشمل معامل إيتا Eta.

٦ - كابا Kappa:

يستخدم هذا المقياس عندما تحتوى الجداول على نفس المتغيرات فى الأعمدة والصفوف.

٧ - المخاطرة Risk:

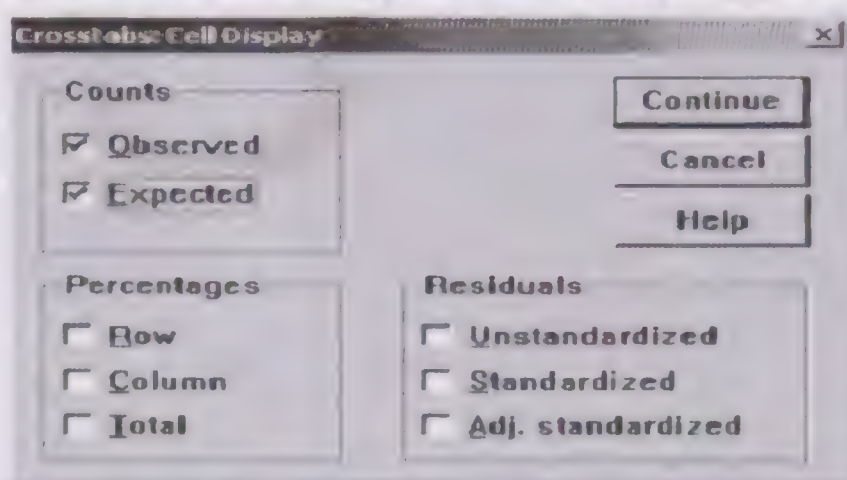
يستخدم للجداول التى تحتوى على صفين وعمودين حتى نقوم بحساب تقدير المخاطرة أو نسبة المفاضلة (الرجحان) Odd Ratio لتوضيح العلاقة بين المتغيرات.

وبعد تحديد ما نريد من المقاييس (معاملات) الارتباط المختلفة، نضغط على Continue لنعود مرة أخرى إلى النافذة الرئيسة الخاصة بـ Crosstabs.

الاختيار الثالث: يساعدنا على اكتشاف أنماط البيانات التي تساهم مساهمة كبيرة في اختبار كاي تربيع. فمن خلال اختيار Cell تظهر لنا عدة اختيارات فرعية كما هو موضح في الشكل التالي:

(شكل رقم ٨-١٥)

مربع الحوار الخاص بتحديد شكل الخلايا المطلوب إظهارها Cell Display في الجدول المزوج



١ - Counts: يشتمل على:

أ - Observed: تعني ظهور التكرارات المشاهدة.

ب - Expected: تعني ظهور التكرارات المتوقعة.

٢ - Percentages: تشتمل على:

أ - Row: تعني حساب النسب لكل صف من الصفوف.

ب - Column: تعني حساب النسب لكل عمود من الأعمدة.

ج - Total: تعني حساب النسب بالنسبة للمجموع الكلي.

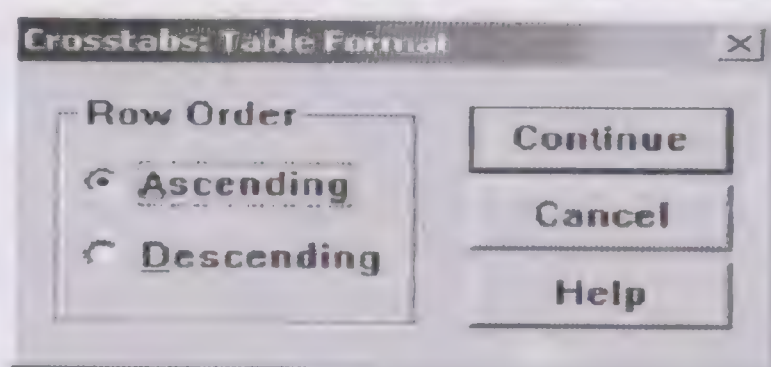
٣ - Residuals: يشتمل على الفروق الخام، التي توضح الفرق بين القيم المشاهدة والقيم المتوقعة، ويمكن حساب الفروق المعيارية والمصححة.

وبعد تحديد الطريقة المرغوبة في اكتشاف البيانات يتم الضغط على Continue لنعود مرة أخرى إلى النافذة الرئيسية.

الاختيار الرابع: وهو الأخير وهو خاص بعمل Format للجدول، فبعد الضغط على زر Format تظهر لنا النافذة التالية:

(شكل رقم ٨-١٦)

مربع الحوار الخاص بتحديد كيفية ترتيب ظهور الجدول Table Format



وبهذه الطريقة نتمكن من ترتيب القيم في الصفوف في شكل تصاعدي أو تنازلي طبقاً لتغيرات الصفوف، وبعد تحديد ما نريد يتم الضغط على Continue لنعود مرة أخرى إلى النافذة الرئيسية، وأخيراً يتم الضغط على OK لنحصل على النتائج.

مثال (٨-٦) في ملف بيانات "المتغيرات الأولية" المرفق ضمن قواعد بيانات هذا الكتاب، ادرس العلاقة بين المتغيرات التالية:

١- الحالة الاجتماعية، والجنس.

٢- الحالة التعليمية، والحالة الاقتصادية.

٣- العمر، والجنس.

٤- الجنس، ونوع السكن.

الحل

أولاً - دراسة العلاقة بين الحالة الاجتماعية، والجنس:

حيث إن هذين المتغيرين من المتغيرات الاسمية Nominal، فإنه من الممكن استخدام أى من المعاملات التالية على حسب الهدف من دراسة المتغيرين:

Contingency Coefficient -

Phi and Cramer's V -

Lambda -

Uncertainty Coefficient -

الجدول الأول (جدول ٨-١٦) يمثل الجدول التكرارى المزدوج لأفراد العينة حسب المتغيرين محل الدراسة، ويلاحظ ظهور التكرارات المشاهدة، والتكرارات المتوقعة، حيث إننا طلبنا ظهور التكرارين.

(جدول رقم ٨-١٦)

الجدول التكرارى المزدوج لدراسة العلاقة بين الحالة الاجتماعية والجنس

Crosstabulation الحالة الحالة الاجتماعية* الجنس الجنس

		الجنس		Total
		أنثى 1	ذكر 2	
الحالة الاجتماعية	متزوج 1 Count	11	9	20
	Expected Count	10.4	9.6	20.0
	مطلق 2 Count	5	7	12
	Expected Count	6.2	5.8	12.0
	أرمل 3 Count	3	5	8
	Expected Count	4.2	3.8	8.0
	أعزب 4 Count	7	3	10
	Expected Count	5.2	4.8	10.0
	Total Count	26	24	50
	Expected Count	26.0	24.0	50.0

أما الجدول الثانى (جدول ٨-١٧)، فيوضح نتائج معاملات الارتباط الاتجاهية Directional أى التى تأخذ فى الاعتبار العلاقة السببية (أى من هو المتغير التابع ومن هو المتغير المستقل) ويقوم برنامج SPSS باعتبار كل متغير هو متغير تابع ويطبق حسابات المقياس، ثم يختبر معنوية هذه المعاملات. فمثلاً معامل لبدا، يوجد له ثلاث حالات مختلفة:

الحالة الأولى (الصف الأول): إذا اعتبرناه من معاملات الارتباط المتماثلة Symmetric التي لا تفرق بين المتغير التابع والمتغير المستقل، فنستطيع القول إنه توجد علاقة ضعيفة (0.074) بين الحالة الاجتماعية والجنس، إلا أن هذه العلاقة ليست معنوية (لأن قيمة Approx. Sig. = 0.367 أكبر من مستوى المعنوية الاسمي المفترض مسبقاً، وليكن $\alpha = 0.05$).

الحالة الثانية (الصف الثاني): إذا اعتبرناه من معاملات الارتباط الاتجاهية Directional مع اعتبار أن الحالة الاجتماعية هي المتغير التابع، فنستطيع القول إنه لا يوجد تأثير في الإطلاق للجنس على الحالة الاجتماعية (0.000).

الحالة الثالثة (الصف الثالث): إذا اعتبرناه من معاملات الارتباط الاتجاهية Directional مع اعتبار أن الجنس هي المتغير التابع، فنستطيع القول بأن الحالة الاجتماعية توضح أو تؤثر في الجنس تأثيراً ضعيفاً (0.167)، كما أنه تأثير غير معنوي (لأن قيمة Approx. Sig. = 0.367 أكبر من مستوى المعنوية الاسمي المفترض مسبقاً، وليكن $\alpha = 0.05$). وكذلك الحال بالنسبة لباقي المعاملات.

(جدول رقم ٨-١٧)

نتائج معاملات الارتباط الاتجاهية بين الحالة الاجتماعية والجنس

Directional Measures

		Value	Asymp. Std. Error ^a	Asymp. T ^b	Approx. Sig.
Nominal Lambda	Symmetric	.074	.079	.902	.367
	الحالة الاجتماعية	.000	.000	.	.
	Dependent	.167	.170	.902	.367
Goodman and Kruskal tau	الحالة الاجتماعية	.014	.018		.546 ^c
	Dependent	.051	.061		.474 ^d
	Dependent الجنس الجنس				
Uncertainty Coefficient	Symmetric	.026	.031	.824	.456 ^e
	الحالة الاجتماعية	.020	.024	.824	.456 ^e
	Dependent	.038	.046	.824	.456 ^e
	Dependent الجنس الجنس				

a. Not assuming the null hypothesis.

b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

c. Cannot be computed because the asymptotic standard error equals zero.

d. Based on chi-square approximation.

e. Likelihood ratio chi-square probability.

أما بخصوص الجدول الثالث (جدول ٨-١٨)، فيوضح نتائج معاملات الارتباط المتماثلة Symmetric، التي لا تفرق بين المتغير التابع والمتغير المستقل، ويقوم برنامج SPSS في هذه الحالة بتوفير المعاملات التالية:

المعامل الأول (الصف الأول): هو معامل فاي (٠.٢٢٦) الذي تدل قيمته في هذا المثال على وجود علاقة ضعيفة، كما أنها علاقة ليست معنوية (لأن قيمة Approx. Sig. = 0.465 أكبر من مستوى المعنوية الاسمي المفترض مسبقاً، وليكن $\alpha = 0.05$).

المعامل الثاني (الصف الثاني): هو معامل كرامر (٠.٢٢٦) الذي تدل قيمته في هذا المثال على وجود علاقة ضعيفة، كما أنها علاقة ليست معنوية (لأن قيمة Approx. Sig. = 0.465 أكبر من مستوى المعنوية الاسمي المفترض مسبقاً، وليكن $\alpha = 0.05$).

المعامل الثالث (الصف الثالث): هو معامل التوافق (٠.٢٢١) الذي تدل قيمته في هذا المثال على وجود علاقة ضعيفة، كما أنها علاقة ليست معنوية (لأن قيمة Approx. Sig. = 0.465 أكبر من مستوى المعنوية الاسمي المفترض مسبقاً، وليكن $\alpha = 0.05$).

(جدول رقم ٨-١٨)
نتائج معاملات الارتباط المتماثلة بين الحالة الاجتماعية والجنس
Symmetric Measures

		Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	.226	.465 ^a
	Cramer's V	.226	.465
	Contingency Coefficient	.001	.465
N of Valid Cases		50	.465

a. Not assuming the null hypothesis.

b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

ثانياً - دراسة العلاقة بين الحالة التعليمية، والحالة الاقتصادية:

وحيث إن هذين المتغيرين من المتغيرات الرتبـية Ordinal؛ فإنه من الممكن استخدام أى من المعاملات التالية على حسب الهدف من دراسة المتغيرين:

Gamma -

Somers'd -

Kendall's tau - b -

Kendall's tau - c -

Spearman's -

الجدول الأول يمثل الجدول التكرارى المزدوج لأفراد العينة حسب المتغيرين محل الدراسة، ويلاحظ ظهور التكرارات المشاهدة، والتكرارات المتوقعة حيث إننا طلبنا ظهور التكرارين.

(جدول رقم ٨-١٩)

الجدول التكرارى المزدوج لدراسة العلاقة بين الحالة التعليمية والاقتصادية
Crosstabulation التعليم الحالة التعليمية* الاقتصاد الحالة الاقتصادية

			الاقتصاد الحالة الاقتصادية				Total
			ممتازة 1	جيدة 2	متوسطة 3	سيئة 4	
التعليم الحالة التعليمية	فوق الجامعى 1	Count	8	5	0	0	13
		Expected Count	4.4	3.9	3.1	1.6	13.0
	جامعى 2	Count	9	10	5	1	25
		Expected Count	8.5	7.5	6.0	3.0	25.0
	ثانوى 3	Count	0	0	6	3	9
		Expected Count	3.1	2.7	2.2	1.1	9.0
	أقل من ثانوى 4	Count	0	0	1	2	3
		Expected Count	1.0	.9	.7	.4	3.0
	Total	Count	17	15	12	6	50
		Expected Count	17.0	15.0	12.0	6.0	50.0

أما الجدول الثانى (جدول ٨-٢٠)، فيوضح نتائج معاملات الارتباط الاتجاهية Directional (وهو هنا معامل Somers'd) أى التى تأخذ فى الاعتبار العلاقة السببية (من التابع ومن المستقل)، يوجد له ثلاث حالات مختلفة:

الحالة الأولى (الصف الأول): إذا اعتبرناه من معاملات الارتباط المتماثلة Symmetric التى لا تفرق بين المتغير التابع والمتغير المستقل، فنستطيع القول إنه توجد علاقة قوية (٠.٠٧٤) بين الحالة التعليمية والحالة الاقتصادية، وأن هذه العلاقة هى علاقة معنوية (لأن قيمة Approx. Sig. = 0.000 أقل من مستوى المعنوية الاسمى المفترض مسبقاً، وليكن $\alpha = 0.05$).

الحالة الثانية (الصف الثانى): إذا اعتبرناه من معاملات الارتباط الاتجاهية Directional مع اعتبار أن الحالة التعليمية هى المتغير التابع، فنستطيع القول إنه يوجد تأثير قوى للحالة الاقتصادية فى الحالة التعليمية (٠.٥٨)، وأن هذا التأثير هو تأثير معنوى (لأن قيمة Approx. Sig. = 0.000 أقل من مستوى المعنوية الاسمى المفترض مسبقاً، وليكن $\alpha = 0.05$).

الحالة الثالثة (الصف الثالث): إذا اعتبرناه من معاملات الارتباط الاتجاهية Directional مع اعتبار أن الحالة الاقتصادية هي المتغير التابع، فنستطيع القول إنه يوجد تأثير قوى للحالة التعليمية في الحالة الاقتصادية (٠.٦٤٩)، وأن هذا التأثير هو تأثير معنوي (لأن قيمة Approx. Sig. = 0.000 أقل من مستوى المعنوية الاسمي المفترض مسبقاً، وليكن $\alpha = 0.05$).

(جدول رقم ٨-٢٠)

نتائج معاملات الارتباط الاتجاهية بين الحالة التعليمية والاقتصادية

Directional Measures

	Value	Asymp. Std. Error ^a	Asymp. T ^b	Approx. Sig.
Ordinal by Ordinal Somers's d Symmetric	.613	.071	6.933	.000
Dependent Variable: الحالة التعليمية	.580	.076	6.933	.000
Dependent Variable: الاقتصاد الحالة الاقتصادية	.649	.069	6.933	.000

a. Not assuming the null hypothesis.

b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

أما بخصوص الجدول الثالث (جدول ٨-٢١)، فيوضح نتائج معاملات الارتباط المتماثلة Symmetric التي لا تفرق بين المتغير التابع والمتغير المستقل، ويقوم برنامج SPSS في هذه الحالة بتوفير المعاملات التالية:

المعامل الأول (الصف الأول): هو معامل كندال من النوع (ب) (٠.٦١٢) الذي تدل قيمته في هذا المثال على وجود علاقة قوية، كما أنها علاقة معنوية (لأن قيمة Approx. Sig. = 0.000 أقل من مستوى المعنوية الاسمي المفترض مسبقاً، وليكن $\alpha = 0.05$).

المعامل الثاني (الصف الثاني): هو معامل كندال من النوع (ج) (٠.٥٥٩) الذي تدل قيمته في هذا المثال على وجود علاقة قوية، كما أنها علاقة معنوية (لأن قيمة Approx. Sig. = 0.000 أقل من مستوى المعنوية الاسمي المفترض مسبقاً، وليكن $\alpha = 0.05$).

المعامل الثالث (الصف الثالث): هو معامل جاما (٠.٨٢٦) الذي تدل قيمته في هذا المثال على وجود علاقة قوية جداً، كما أنها علاقة معنوية (لأن قيمة Approx. Sig. = 0.000 أقل من مستوى المعنوية الاسمي المفترض مسبقاً، وليكن $\alpha = 0.05$).

(جدول رقم ٨-٢١)
نتائج معاملات الارتباط المتماثلة بين الحالة التعليمية والاقتصادية
Symmetric Measures

	Value	Asymp. Std. Error ^a	Asymp. T ^b	Approx. Sig.
Ordinal by Ordinal Kendall's tau-b	.613	.071	6.933	.000
Kendall's tau-c	.559	.081	6.933	.000
Gamma	.826	.072	6.933	.000
N of Valid Cases	50			

a. Not assuming the null hypothesis.

b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

ثالثاً - دراسة العلاقة بين العمر والجنس:

حيث إن أحد المتغيرات اسمي والآخر كمي Nominal by Interval فإن المقياس المناسب هنا هو معامل إيتا Eta وهو من المقاييس الاتجاهية، وكانت النتائج كما يلي (جدول ٨-٢٢):

الصف الأول: نتيجة معامل إيتا باعتبار أن العمر هو المتغير التابع (٠.١٨٤) الذي تدل قيمته في هذا المثال على وجود علاقة (أو تأثير) ضعيفة، بمعنى أن تأثير معرفة الجنس في تحديد العمر هو تأثير ضعيف.

الصف الثاني: نتيجة معامل إيتا باعتبار أن الجنس هو المتغير التابع (٠.٩١٦) الذي تدل قيمته في هذا المثال على وجود علاقة (أو تأثير) قوية جداً، بمعنى أن العمر يؤثر في تحديد الجنس تأثيراً قوياً.

(جدول رقم ٨-٢٢)
نتائج معامل ارتباط إيتا (وهو من المقاييس الاتجاهية)
Directional Measures

	Value
Nominal by Interval Eta العمر العمر Dependent	.184
الجنس الجنس Dependent	.916

رابعاً - دراسة العلاقة بين نوع السكن، والجنس:

حيث إن المتغيرين من المتغيرات الاسمية، وفي الحالة الخاصة (٢-٢) ونريد توضيح العلاقة، فإن المقياس المناسب هنا تقدير المخاطرة Risk أو نسبة المفاضلة (الرجحان) Odd Ratio، وكانت النتائج كما يلي:

الجدول الأول (جدول ٨-٢٣) يمثل الجدول التكرارى المزدوج لأفراد العينة حسب المتغيرين محل الدراسة، ويلاحظ ظهور التكرارات المشاهدة، والتكرارات المتوقعة حيث إننا طلبنا ظهور التكرارين.

(جدول رقم ٨-٢٣)

الجدول التكرارى المزدوج لدراسة العلاقة بين نوع السكن والجنس

Crosstabulation نوع السكن X6 * الجنس X2

			نوع السكن X6		Total
			إيجار 1	ملك 2	
X2 الجنس	أنثى 1	Count	15	11	26
		Expected Count	15.1	10.9	26.0
	ذكر 2	Count	14	10	24
		Expected Count	13.9	10.1	24.0
Total	Count		29	21	50
	Expected Count		29.0	21.0	50.0

أما الجدول الثانى (٨-٢٤)، فيوضح نتائج نسبة المفاضلة (الرجحان) Odds Ratio، يوجد له ثلاث حالات مختلفة:

الحالة الأولى (الصف الأول): تمثل نسبة المفاضلة (الرجحان) لمتغير الجنس (٠.٩٧٤) الذى تدل قيمته فى هذا المثال على أن مفاضلة الإناث لسكن الإيجار أقل من مفاضلة الذكور لسكن الإيجار (لأن القيمة أقل من الواحد)، كما أنها علاقة غير معنوية؛ لأن قيمة فترة الثقة لنسبة الرجحان (٠.٣١٦، ٢.٩٩٨) تحتوى الواحد الصحيح، مما يعنى قبول الفرض العدمى القائل بعدم وجود علاقة معنوية بين المتغيرين $\text{Sig.} = 0$.

(جدول رقم ٨-٢٤)
نتائج تقدير المخاطرة (نسبة الرجحان)

Risk Estimate

	Value	95% Confidence Interval	
		Lower	Upper
Odds Ratio for X2 الجنس (١ أنثى / ٢ ذكر)	.974	.316	2.998
For cohort X6 نوع السكن = ١ إيجار	.989	.617	1.585
For cohort X6 نوع السكن = ٢ ملك	1.015	.529	1.950
N of Valid Cases	50		

مثال (٨-٧) في دراسة عن المسجونين بأحد المجتمعات قام أحد الباحثين بجمع بيانات عن نوع الجريمة (قتل - خطف - سرقة)، والحالة الاجتماعية لمرتكبيها (متزوج - أعزب - مطلق)، والمطلوب:

- ١- هل هناك علاقة ذات دلالة إحصائية بين الحالة الاجتماعية، ونوع الجريمة؟
- ٢- هل معرفة الحالة الاجتماعية للمسجون تمكننا بدلالة إحصائية من التنبؤ بنوع الجريمة التي ارتكبها؟

الحل

تم إدخال البيانات الخاصة بالمتغيرين (كما سبق أن أوضحناه في الفصل الأول) في ملف بيانات أطلق عليه "الجريمة والحالة الاجتماعية" وهو مرفق ضمن قواعد بيانات هذا الكتاب.

يتضح من البيانات السابقة أن كلاً من المتغيرين من المستوى الاسمي، لذلك فإننا نستخدم أحد المقاييس السابق شرحها في قسم (٨-٤).

المطلوب الأول: دراسة العلاقة بين المتغيرين بصرف النظر عن العلاقة السببية بينهما (بمعنى من هو المتغير المستقل، ومن هو المتغير التابع)، وحيث إن الجدول ليس (٢×٢) فإنه من الممكن استخدام إما معامل كرامر أو معامل التوافق لدراسة هذه العلاقة، وذلك كما يلي:

(جدول رقم ٨-٢٥)

نتائج معاملات الارتباط المتماثلة بين الحالة الاجتماعية ونوع الجريمة

Symmetric Measures

		Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	.927	.000
	Cramer's V	.655	.000
	Contingency Coefficient	.680	.000
N of Valid Cases		290	.000

a. Not assuming the null hypothesis.

b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

يلاحظ (انظر جدول ٨-٢٥) أن معامل كرامر = ٠.٦٥٥ بمعنى أن هناك ارتباطاً قوياً بين الحالة الاجتماعية ونوع الجريمة، أو بين نوع الجريمة والحالة الاجتماعية (حيث إن معامل كرامر من المعاملات أو المقاييس المتماثلة التي لا تفرق بين المتغير المستقل والمتغير التابع). كما يلاحظ أن هذا العلاقة هي علاقة معنوية (لأن قيمة Approx. Sig. = 0.000 أقل من مستوى المعنوية الاسمي المفترض مسبقاً وليكن $\alpha = 0.05$).

كما يتضح من (جدول ٨-٢٥) أن معامل التوافق $Q = (0.680)$ ، ويعتبر الحد الأعلى لهذا المعامل هو جذر $[(1 - K) / K]$ ، حيث K هنا تمثل القيمة الصغرى لـ (عدد الصفوف أو عدد الأعمدة) بمعنى القيمة الصغرى لـ (٢ أو ٣) أي أن $K = (٣)$ ، وبالتالي الحد الأعلى هنا = جذر $(٣/٢) = (٠.٨١٥)$ وبالتالي عند تفسير قوة العلاقة يتم قسمة معامل التوافق (ق) على حده الأقصى، ويرمز له في هذه الحالة بالرمز (ق) حيث:

$$Q' = \frac{0.680}{0.815} = 0.83$$

وتتراوح قيمة Q' حينذاك ما بين الصفر والواحد الصحيح، بمعنى أن هناك ارتباطاً قوياً بين الحالة الاجتماعية ونوع الجريمة، أو بين نوع الجريمة والحالة الاجتماعية (حيث إن معامل التوافق أيضاً من المعاملات أو المقاييس المتماثلة)، كما أنها علاقة معنوية (لأن قيمة Approx. Sig. = 0.000 أقل من مستوى المعنوية الاسمي المفترض مسبقاً، وليكن $\alpha = 0.05$).

المطلوب الثاني: هل معرفة الحالة الاجتماعية للمسجون تمكننا بدلالة إحصائية من التنبؤ بنوع الجريمة التي ارتكبها؟

يلاحظ من هذا المطلوب أننا نريد تحديد الدرجة التي يمكن بها تقدير المتغير التابع من المتغير المستقل، لذلك نلجأ إلى أحد المقاييس الاتجاهية (غير المتماثلة)، وليكن معامل لمبدا (غير المتماثل)، وذلك كما يلي:

(جدول رقم ٨-٢٦)

نتائج معاملات الارتباط الاتجاهية بين الحالة الاجتماعية ونوع الجريمة

Directional Measures

		Value	Asymp. Std. Error ^a	Asaprox.T ^b	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Lambda Symmetric	.619	.043	10.672	.000
	س١ الحالة الاجتماعية Dependent	.625	.042	10.814	.000
	س٢ نوع الجريمة Dependent	.613	.045	9.805	.000
Goodman and Kruskal tau	س١ الحالة الاجتماعية Dependent	.488	.043		.000 ^c
	س٢ نوع الجريمة Dependent	.506	.042		.000 ^c

a. Not assuming the null hypothesis.

b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

c. Based on chi-square approximation.

وحيث إن الحالة الاجتماعية هنا هي المتغير المستقل، ونوع الجريمة هو المتغير التابع، فإنه يتم النظر إلى الصف الثالث من مقاييس لمبدا المختلفة، حيث ينظر هذا الصف إلى نوع الجريمة كمتغير تابع، وبالتالي نجد أن معامل لمبدا = (٠.٦١٣) (انظر جدول ٨-٢٦). بمعنى أن معرفة الحالة الاجتماعية للمسجون تخفف خطأ التنبؤ بنوع الجريمة بنسبة (٦١٪). كما يلاحظ أن هذه العلاقة هي علاقة معنوية (لأن قيمة Approx. Sig. = 0.000 أقل من مستوى المعنوية الاسمي المفترض مسبقاً، وليكن $\alpha = 0.05$).

ملحوظة: من الممكن الاعتماد على معامل لمبدا (المتماثل) Symmetric عوضاً عن المقاييس التي تعتمد على إحصاء (كا^٢). فبالنظر إلى الصف الأول في النتائج السابقة (جدول ٨-٢٦)، نجد معامل لمبدا (المتماثل) = (٠.٦١٩). بمعنى أن هناك ارتباطاً قوياً بين الحالة الاجتماعية ونوع الجريمة، أو بين نوع الجريمة والحالة الاجتماعية (حيث إن معامل لمبدا هنا من المعاملات أو المقاييس المتماثلة).

مثال (٨-٨) في بحث لقياس رضا المستفيدين عن خدمات أحد الأجهزة الحكومية الخدمية، تم جمع بيانات من عينة عشوائية مكونة من (٦٥) من المستفيدين من خدمات هذا الجهاز، عن درجة الرضا (راضٍ بشدة - راضٍ - محايد - غير راضٍ - غير راضٍ بشدة) والحالة الاجتماعية لهم (أعزب - متزوج - أرمل - مطلق). والمطلوب: دراسة ما إذا كان هناك علاقة ذات دلالة إحصائية بين درجة الرضا والحالة الاجتماعية للمستفيد.

الحل

تم إدخال البيانات الخاصة بالمتغيرين (كما سبق أن أوضحناه في الفصل الأول) في ملف بيانات أطلق عليه درجة الرضا والحالة الاجتماعية وهو مرفق ضمن قواعد بيانات هذا الكتاب. وحيث إن المتغيرين محل الدراسة أحدهما من المستوى الرتبى (درجة الرضا) والآخر من المستوى الاسمى (الحالة الاجتماعية) فإن معامل الارتباط المناسب هنا هو معامل ارتباط ثيتا، السابق شرحه في الأقسام السابقة من هذا الفصل، ويحسب بالصورة التالية:

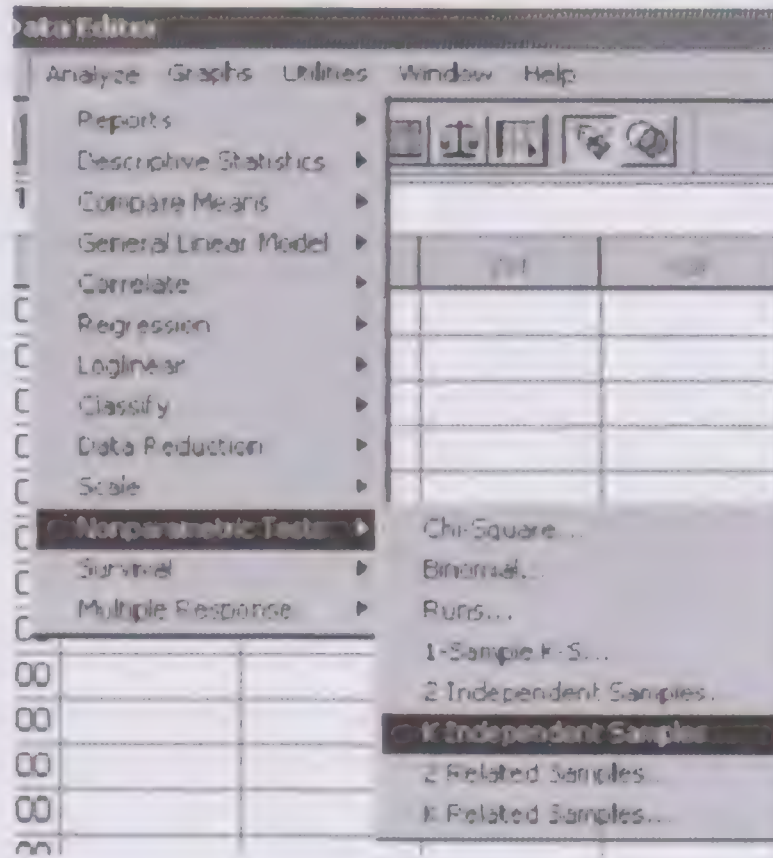
$$\theta = \text{جذر} \left[\frac{\text{كا}^2 \text{ المحسوبة} + \text{ك} + ١}{(\text{ن} - \text{ك})} \right] \quad (٨-٢٢)$$

حيث: (ك) عدد المجموعات أو عدد أوجه المتغير المستقل، وهي هنا (أعزب، متزوج، أرمل، مطلق)، (ن = ٦٥ مراجعاً) حجم العينة الكلية، (كا^٢) المحسوبة هي قيمة المختبر الإحصائي الخاص باختبار كروسكال والاس، لذلك نبدأ بتطبيق اختبار كروسكال والاس لمعرفة ما إذا كان هناك تأثير معنوي للحالة الاجتماعية في درجة الرضا أم لا؟ ثم نوجد قوة هذا التأثير، وذلك كما يلي:

- نفتح ملف البيانات المطلوب، ثم من قائمة Analyze نختار الأمر Nonparametric Tests ثم نختار الأمر K Independent Samples، كما هو موضح في الشكل التالي:

(شكل رقم ٨-١٧)

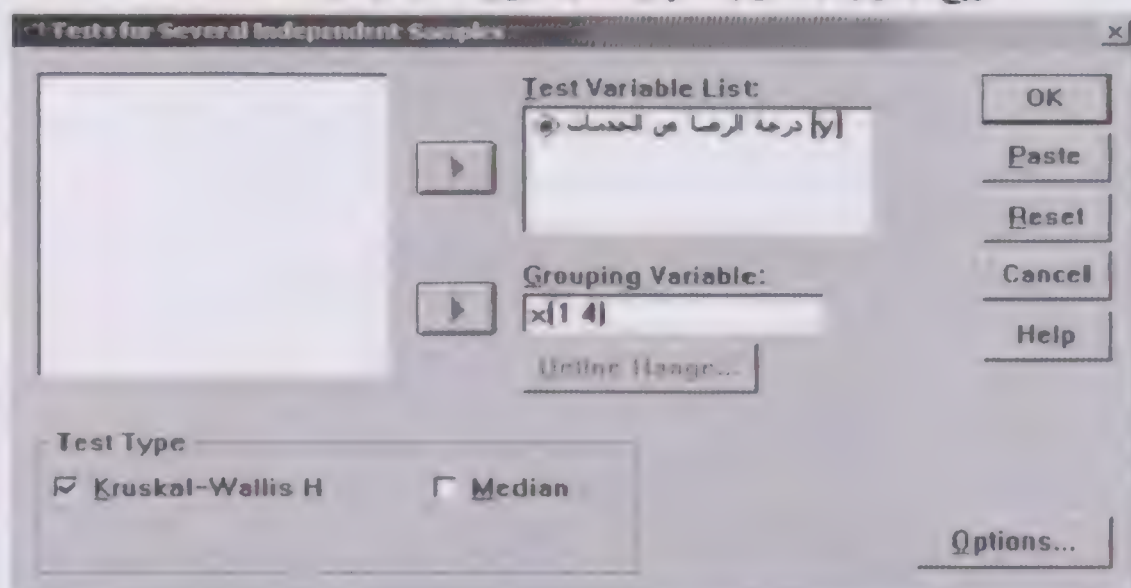
اختيار أمر المقارنة بين عدة مجموعات مستقلة K Independent Samples



- في الصندوق التالي، الخاص بالأمر K Independent Samples، نختار المتغير (درجة الرضا العام عن الخدمات) من قائمة المتغيرات ونقوم بنقله إلى المستطيل المعنون بـ Test Variable List، ثم نقوم بنقل متغير (المنطقة الجغرافية) إلى المستطيل المعنون بـ Grouping Variable. انظر الشكل التالي:

(شكل رقم ٨-١٨)

مربع الحوار الخاص باختبار المقارنة بين عدة مجموعات مستقلة



- في الصندوق الحوارى السابق نقر على خيار Kruskal-Wallis H (يوجد اختبار آخر وهو اختبار الوسيط Median) فى المستطيل المعنون بـ Test Type، كما نقوم بالنقر على الأمر Define Range فيظهر لنا الصندوق الحوارى الخاص بهذه العملية، ونقوم فيه بتحديد الأرقام ١، ٤ كأرقام ترمز إلى المدى الذى سوف نقارن على أساسه لمتغير التجميع، أو بمعنى آخر مجموعات المقارنة، وهى هنا تعنى من المجموعة ١ إلى المجموعة ٤ (يمكن اختيار أرقام أخرى لاختبار المجموعات محل المقارنة) ومعنى ذلك أن هذه الأرقام استخدمت للتمييز بين أول مجموعة (وهى هنا مجموعة أعزب) وبين آخر مقارنة (وهى هنا مجموعة مطلق).

- فى الصندوق الحوارى السابق، وبعد تحديد مجموعات المقارنة نقر على الأمر Continue لنعود مرة أخرى للصندوق الأسمى، الذى نقوم فيه بالنقر على الأمر Options لاختيار ما نريده من خيارات متاحة. كما يمكننا هذا الصندوق من تحديد كيفية التعامل مع (معالجة) القيم المفقودة. وبعد تحديد ما نريد نقوم بالنقر على الأمر Continue لنعود مرة أخرى للصندوق الأسمى الذى نقوم فيه بالنقر على الأمر OK للتنفيذ، فنحصل على النتائج التالية:

(جدول رقم ٨-٢٧)
 نتائج اختبار كروسكال والاس
 Test Statistics^{a,b}

	درجات الرضا عن الخدمات Y
Chi-Square	12.631
df	3
Asymp. Sig.	.006

a. Kruskal Wallis Test

b. Grouping Variable: X الحالة الاجتماعية

يتضح من النتائج أن القيمة المحسوبة لمستوى المعنوية الحقيقي للاختبار P-Value وهي تساوى هنا (0.006) = Asymp Sig.، وهو أقل من مستوى المعنوية الاسمي (المحدد مسبقاً من الباحث) وبالتالي فإننا نرفض الفرض العدمي، ونقبل الفرض البديل القائل بأن هناك اختلافاً معنوياً في درجة رضا المراجعين عن خدمات هذا الجهاز باختلاف الحالة الاجتماعية، أي أن الحالة الاجتماعية تؤثر في درجة الرضا. والآن نستطيع تحديد قوة هذا التأثير باستخدام معامل (θ) كما يلي:

$$\theta = \text{جذر} \left[\frac{\text{ك}^2 \text{ المحسوبة} + \text{ك} + 1}{(\text{ن} - \text{ك})} \right] \quad (٢٣-٨)$$

$$\theta = \text{جذر} \frac{1 + 4 + 12.631}{(4 - 65)} \quad (٢٤-٨)$$

وبالتالي فإن $\theta = (0.54)$ وتشير هذه القيمة إلى علاقة متوسطة ما بين درجة الرضا (المتغير التابع)، والحالة الاجتماعية (المتغير المستقل)، بمعنى أن الحالة الاجتماعية تؤثر تأثيراً متوسطاً معنوياً في درجة رضا المستفيدين من خدمات الجهاز.

الفصل التاسع

أساليب الانحدار والتنبيؤ

موضوعات الفصل:

- نموذج الانحدار الخطى البسيط.
- نماذج الانحدار البسيطة غير الخطية.
- نموذج الانحدار الخطى المتعدد.
- بعض مشاكل القياس فى نماذج الانحدار.
- نماذج السلاسل الزمنية.
- استخدام الحاسوب.

أهداف الفصل التاسع:

- بعد الانتهاء من هذا الفصل ينبغي أن تكون قادراً على:
- ١ - تقدير نموذج الانحدار الخطى البسيط.
 - ٢ - تقدير النماذج البسيط غير الخطية، مثل النموذج الأسى، نموذج دالة القوة، نموذج الدالة اللوغاريتمية، نموذج كثيرة الحدود من الدرجة الثانية والدرجة الثالثة.
 - ٣ - تقدير نموذج الانحدار الخطى المتعدد.
 - ٤ - كيفية التعامل مع المتغيرات المستقلة النوعية فى تحليل الانحدار المتعدد.
 - ٥ - تحديد الطريقة المناسبة لاختيار المتغيرات المستقلة فى نموذج الانحدار المتعدد مثل طريقة إضافة المتغيرات على التوالى، طريقة حذف المتغيرات على التوالى، طريقة إضافة وحذف المتغيرات تدريجياً.
 - ٦ - التعرف على بعض مشاكل القياس فى نماذج الانحدار، وكيفية التغلب عليها.
 - ٧ - تقدير النماذج المختلفة فى التنبؤ عند استخدام السلاسل الزمنية.
 - ٨ - تنفيذ وقراءة نتائج جميع النقاط السابقة الخاصة بدراسة الانحدار وأساليب التنبؤ باستخدام برنامج الـ SPSS.

(١-٩) مقدمة:

ذكرنا في الفصل الخامس أن اختيار الأسلوب الإحصائي المناسب لتحليل بيانات الدراسة يتوقف على عدة اعتبارات من أهمها الهدف من إجراء الدراسة، فهل الهدف هو دراسة الاختلافات (الفروقات) بين المجموعات، أم الهدف هو دراسة العلاقات بين متغيرات الدراسة، أم الهدف هو التنبؤ أو دراسة الأثر. وقد تعرضنا في الفصول السابقة للأساليب الإحصائية المختلفة لدراسة الاختلافات (الفروقات) بين المجموعات (الفصلين السادس والسابع)، ولدراسة العلاقات بين متغيرات الدراسة (الفصل الثامن). أما الآن فسوف نتناول بالتفصيل الأساليب الإحصائية المستخدمة في التنبؤ، أو في دراسة الأثر.

تنقسم أساليب التنبؤ، تبعاً لمعيار المنهجية المستخدم، إلى قسمين رئيسين الأول هو الأساليب الكيفية (غير النظامية) التي تعتمد على الخبرة والتجربة والتقدير الذاتي باستخدام أساليب التناظر والمقارنة وآراء ذوي الشأن والخبرة ... إلخ. أما القسم الثاني فهو الأساليب الكمية (النظامية) التي تعتمد على طرق علمية لتفسير أية ظاهرة، وتستند إلى معالجة جميع المتغيرات المؤثرة من خلال نماذج رياضية قابلة للتقدير، ما يجعلها تتسم بالموضوعية، وتكون نتائج التنبؤات بعيدة عن التأثير بالعوامل الذاتية. وسوف نتناول بالطبع في هذا الكتاب الأساليب الكمية في التنبؤ، وهي بدورها تنقسم إلى أساليب (نماذج) سببية وأخرى وغير سببية (حامد ٢٠٠٣م، ٢).

أما النماذج السببية (التي من أهمها نماذج الانحدار) فتبنى على أن المتغير موضوع البحث يعتمد على متغيرات تفسيرية توضح سلوكه، وبالاعتماد على نظرية معينة في تفسير الظاهرة يتم صياغة العلاقة على شكل نموذج رياضي قابل للتقدير، وكمثال على ذلك تفسير استهلاك الأسر لسلعة معينة (ص)، بدخول تلك الأسر س_١، وسعر هذه السلعة س_٢. واستناداً لنظرية الطلب تتم صياغة النموذج في شكل رياضي مثل $ص = أ + ب١ س١ + ب٢ س٢$ ، ثم تقدير معاملات النموذج (أ، ب_١، ب_٢) باستخدام الوسائل الإحصائية المتوافرة كطريقة المربعات الصغرى (حامد، ٢٠٠٣م: ٤).

بينما تعتمد النماذج غير السببية (نماذج السلاسل الزمنية) على القيم التاريخية للمتغير المراد التنبؤ بقيمته المستقبلية، ولا تحتاج إلى تحديد المتغيرات التي تفسر سلوكه. وهناك العديد من هذه النماذج؛ وإن كان أبرزها وأكثرها شيوعاً، خاصة في التنبؤات طويلة المدى، هو نموذج إسقاط الاتجاه العام لسلسلة زمنية (حامد، ٢٠٠٣م: ٥).

وسوف ينقسم هذا الفصل إلى قسمين رئيسيين، يتناول القسم الأول النماذج السببية (نماذج الانحدار المختلفة) في التنبؤ، بينما يتناول القسم الثاني النماذج غير السببية (نماذج السلاسل الزمنية) في التنبؤ، وذلك بشيء من التفصيل.

نماذج الانحدار The Regression Models:

ذكرنا في الفصل السابق عن تحليل الارتباط أن الهدف من قياس معاملات الارتباط هو معرفة درجة العلاقة أو مقدار الترابط بين المتغيرات، أو درجة اقتران متغير بمتغير آخر. ولنا إن هذا الاقتران ليس معناه أن أحد المتغيرين يسبب المتغير الآخر. إلا أنه إذا ما وجدت علاقة قوية بين متغيرين فإننا ربما نحتاج إلى تقدير أحد المتغيرين بدلالة المتغير الآخر (أو التنبؤ به). ويسمى المتغير الذي يراد دراسة سلوكه (أو التنبؤ به)، ومعرفة مدى تأثيره بالمتغيرات الأخرى، بالمتغير التابع *Dependent Variable* ويطلق على كل متغير يؤثر في سلوك المتغير التابع المتغير المستقل *(المتنبأ) Independent Variable*.

ويستخدم تحليل الانحدار كأسلوب إحصائي في تقدير العلاقة بين متغيرين أو أكثر على شكل علاقة دالية، يمكن عن طريقها معرفة التغير في أحد المتغيرات على أساس تأثيره بالمتغيرات الأخرى، أو بمعنى آخر يتم عن طريقها التنبؤ بقيمة أحد المتغيرات (المتغير التابع) عن طريق معرفة قيم المتغيرات الأخرى (المتغيرات المستقلة). فمثلاً قد نرغب في تقدير أو التنبؤ بدرجة كفاءة أداء العامل (متغير تابع) بمعلومية درجة الرضا عن العمل (متغير مستقل)، وبمدى تطبيق المنظمة للجودة الشاملة (متغير مستقل آخر)، أو بمعنى آخر معرفة أكثر المتغيرات المستقلة (الرضا عن العمل، مدى تطبيق الجودة) تأثيراً في المتغير التابع (أداء العامل).

ويمكن القول إن تحليل الانحدار يعتبر من أهم الفروع الإحصائية التي تستخدم على نطاق واسع في جميع مجالات العلم والمعرفة. فهناك كثير من المشاكل الإدارية تتضمن التنبؤات. فالتخطيط للمستقبل يعتبر جزءاً متكاملًا للإدارة، ويحتاج بالضرورة إلى التنبؤ. فمثلاً تحديد ميزانية العام القادم يحتاج إلى تنبؤ بمستوى العمليات، ورأس المال المستخدم في الآلات والأجهزة، والأفراد اللازمين لتنفيذ العمليات، وعوامل أخرى كثيرة. وهناك أمثلة لحالات كثيرة نحتاج فيها إلى التنبؤ في الإدارة والاقتصاد والصناعة والزراعة، إلخ.

وتعد مشكلة تحديد النموذج المستخدم في عملية التنبؤ أو التقدير، باستخدام نماذج الانحدار، من أهم المشاكل التي تواجه الباحث، حيث تتداخل العديد من العوامل في تحديد اختيار النموذج الملائم للتحليل، منها نوعية البيانات، وطبيعة المتغيرات المستخدمة في التحليل، ومستويات قياسها، وطبيعة العلاقة بين المتغيرات محل الدراسة. وبوجه عام يمكن القول إن نماذج الانحدار يمكن تصنيفها تبعاً للعديد من العوامل أهمها:

١ - عدد المتغيرات: هناك تقسيم شائع لنماذج الانحدار يتم تبعاً لعدد المتغيرات المطلوب دراستها في النموذج، وهذا التقسيم هو:

- أ - نماذج الانحدار البسيط: تستخدم في حالة بحث العلاقة بين متغيرين فقط، أحدهما تابع والآخر مستقل.
- ب - نماذج الانحدار المتعدد: تستخدم في حالة وجود متغير تابع، وأكثر من متغير مستقل.

٢ - شكل العلاقة بين المتغيرات: هنا يمكن أن نميز بين نوعين من أنواع نماذج الانحدار:

- أ - نماذج الانحدار الخطي: Linear Regression.
 - ب - نماذج الانحدار المنحني (غير الخطي): Nonlinear Regression.
- ٣ - مستوى القياس للمتغيرات: هنا يوجد تقسيم شائع أيضاً:

- أ - نماذج الانحدار التقليدية: تستخدم في حالة ما إذا كان المتغير التابع متغيراً كمياً (فنوياً أو نسبياً).
- ب - نماذج الانحدار اللوجيستي: تستخدم في حالة ما إذا كان المتغير التابع متغيراً كيفياً (ترتيبياً أو اسمياً).

٤ - طريقة تجميع البيانات: تجمع البيانات اللازمة للبحث إما من سلاسل زمنية

Time Series أو من بيانات القطاع المستعرض Cross Section Data أو الدمج بين بيانات السلاسل الزمنية وبيانات القطاع المستعرض، وتختلف المعلمات الناتجة عن استخدام كل أسلوب في معناها عن استخدام الأسلوب الآخر، ففي حالة استخدام السلاسل الزمنية يتم جمع البيانات الزمنية للمتغيرات التابعة والمستقلة عن عدة سنوات، لفترات زمنية متتالية، أما في حالة جمع البيانات من القطاع المستعرض فيتم جمع البيانات عن فترة زمنية معينة، ولكن لعدة أشخاص أو أسر.

وسوف نعلم في دراستنا لأساليب الانحدار المختلفة على التقسيم الثالث، كتقسيم رئيس في الدراسة، ثم نتناول بداخله التقسيمات الأخرى. وبتناول في هذا الفصل نماذج الانحدار التقليدية على أن نرجى الحديث عن نماذج الانحدار اللوجيستك إلى الفصل القادم.

(٩-٢) نماذج الانحدار التقليدية:

تستخدم نماذج الانحدار التقليدية لتقدير صيغة رياضية للعلاقة بين متغيرين كميين أو أكثر، بهدف التنبؤ بقيمة المتغير التابع بمعلومية قيم المتغيرات المستقلة، وذلك من خلال معادلة الانحدار، ويمكن أن تأخذ معادلة الانحدار أحد الأشكال الرياضية المعروفة مثل شكل كثيرات الحدود أو الدالة الأسية أو الدالة اللوغاريتمية، حسب طبيعة العلاقة بين المتغيرات محل الدراسة، ولكن أشهر صور دالة الانحدار وأكثرها انتشاراً في التطبيقات العملية هي دالة الانحدار الخطية. وعموماً سوف تنقسم دراستنا لنماذج الانحدار التقليدية إلى ثلاثة موضوعات رئيسية هي:

١ - نموذج الانحدار الخطي البسيط Simple Linear Regression.

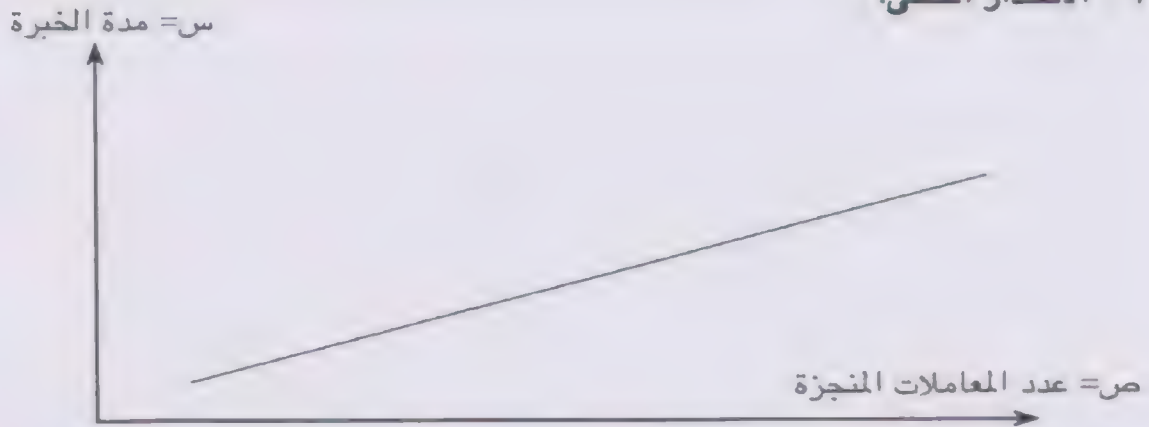
٢ - نماذج الانحدار غير الخطي البسيط Simple Curvilinear Regression.

٣ - نماذج الانحدار الخطي المتعدد Multiple Linear Regression.

(٩-٢-١) نموذج الانحدار الخطي البسيط Simple Linear Regression:

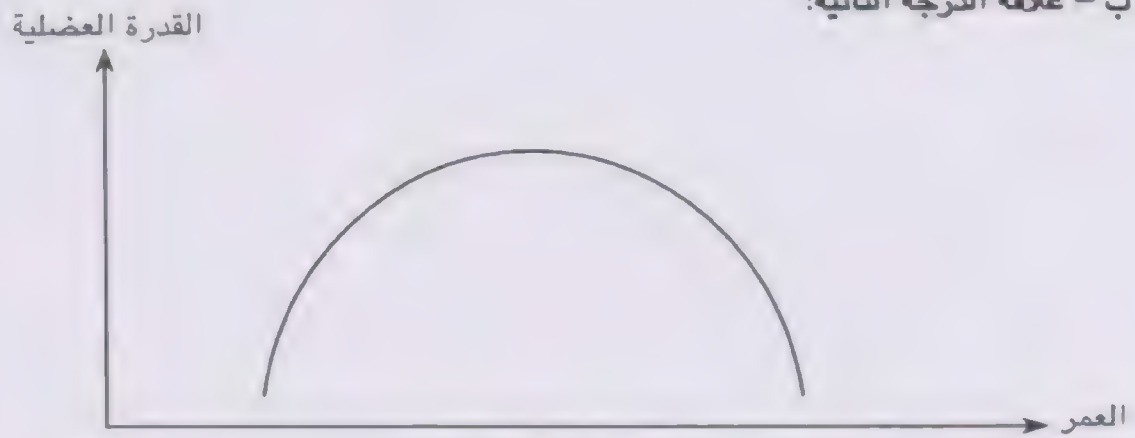
يستخدم الانحدار الخطي البسيط في وصف العلاقة الخطية بين متغيرين، أحدهما يؤثر في الآخر، ويسمى بالمتغير المستقل، ويرمز له بالرمز (س)، والآخر يتأثر بالأول، ويسمى بالمتغير التابع، ويرمز له بالرمز (ص). ويجب أن يكون المتغير التابع متغيراً متصلاً ومستوى قياسه لا يقل عن المستوى الفترى أو النسبي، بينما المتغير المستقل قد يكون مستوى قياسه ترتيبياً أو فترياً أو نسبياً، ولا يجوز استخدام مستوى القياس الاسمي إلا بعد معالجة تكويد هذا المتغير، كما سوف نرى (مراد، ٢٠٠م؛ ص: ١٢٤). ويمكن التوصل إلى شكل الانحدار البسيط من تمثيل أزواج القيم تمثيلاً بيانياً، ثم نستخدم شكل الانتشار في محاولة الحكم على نوع العلاقة بين المتغيرين. وهناك أشكال مختلفة لانتشار قيم متغيرين منها:

أ - الانحدار الخطي:



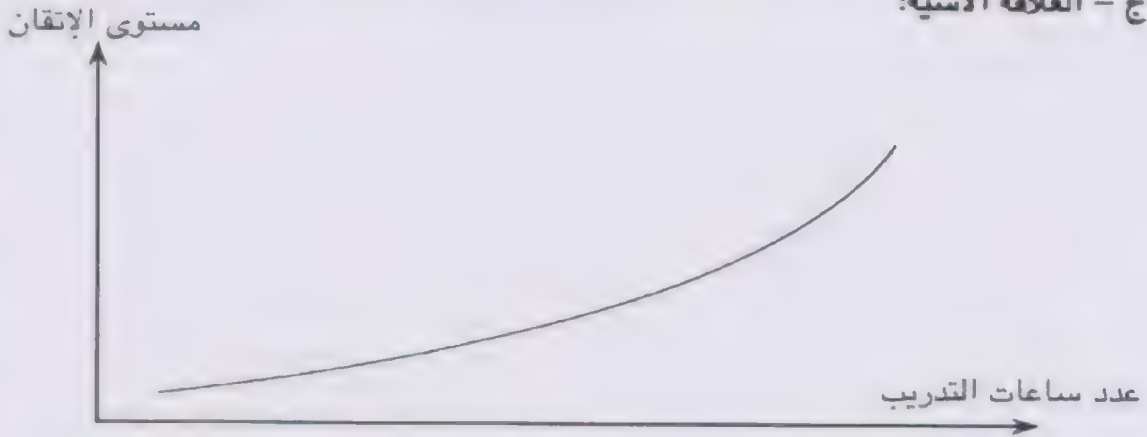
لو بحثنا الاتجاه العام الذي تبينه نقاط التقاء قيم (س) وقيم (ص) نلاحظ وجود علاقة واضحة بين قيم هذين المتغيرين، فكلما زادت قيمة (س) زادت بالمقابل قيمة (ص) المناظرة لها. ولهذا يبدو واضحاً أن اتجاه هذه العلاقة يأخذ شكل الخط المستقيم، ولذلك تسمى بالانحدار الخطي. ومن أمثلة ذلك علاقة عدد المعاملات المنجزة يومياً للموظف مع خبرته الوظيفية بالأشهر.

ب - علاقة الدرجة الثانية:



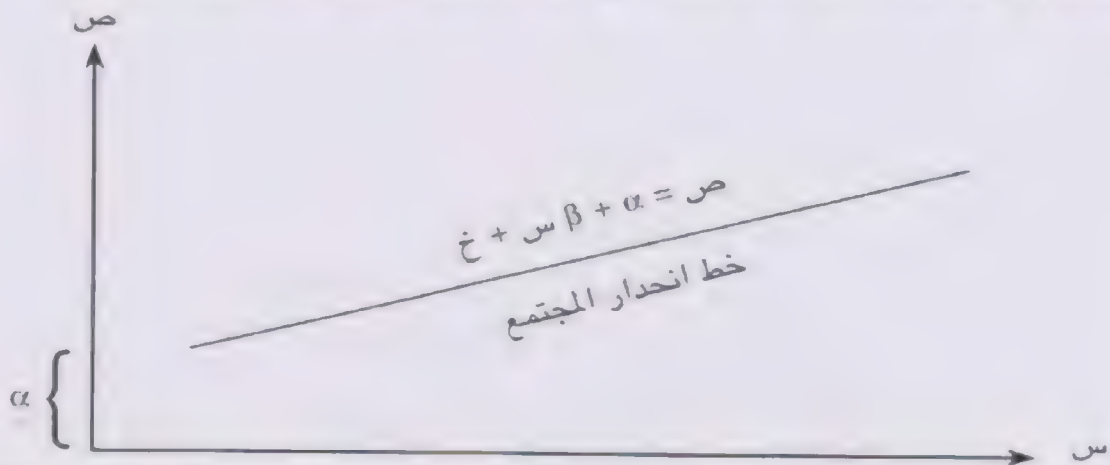
عند البحث في الاتجاه العام الذي تبينه نقاط التقاء قيم المتغير (س) وقيم المتغير (ص) نلاحظ أن العلاقة واضحة أي كلما ازدادت قيم (س) ازدادت قيم (ص)، وهذه تحصل في بداية المرحلة ثم تتضاءل الزيادة في المتغير (ص)، ومن ثم تبدأ القيم بالتناقص عند تجاوز قيم المتغير (س) مستوى معيناً. إن هذه العلاقة يطلق عليها علاقة الدرجة الثانية، ومن أمثلة ذلك علاقة القدرة العقلية بالنمو العمرى.

ج - العلاقة الأسية:



عند البحث في الاتجاه العام الذي تبينه نقاط التقاء قيم المتغير (س) وقيم المتغير (ص) نلاحظ أن قيم (ص) تزداد في البداية ببطء مع زيادة قيم (س)، ولكن أخذت قيم (ص) تتزايد بسرعة كبيرة مع زيادة قيم المتغير (س) في المستويات العليا. إن هذه العلاقة يطلق عليها العلاقة الأسية، ومن أمثلة ذلك علاقة عدد السكان مع الزمن، فالزيادة التي تحصل في النمو السكاني تكون بطيئة في البداية لمعظم دول العالم، ومن ثم بعد فترات زمنية يأخذ شكل النمو زيادة متسارعة. ومثال آخر علاقة مستوى الإتقان مع عدد ساعات التدريب هي علاقة أسية متزايدة.

وبناء على ما تقدم فإن الانحدار الخطي البسيط يستند أساساً إلى فكرة معادلة الخط المستقيم التي تمثل بيانياً بخط مستقيم في شكل الانتشار كما في الشكل التالي:



عند رسم خط مستقيم يمثل شكل الانتشار، فيجب أن يكون ذلك في ضوء شروط معينة، فمن الممكن رسم عدد من الخطوط، فقد يكون الخط ماراً ببعض النقاط في أسفل شكل الانتشار أو في وسطه أو في أعلى الشكل. ولكن أفضل خط مستقيم يمثل شكل الانتشار، يجب أن يحقق شرطين أساسيين هما:

- أن تكون انحرافات النقاط عن الخط المستقيم (الموجبة أو السالبة) متساوية تقريباً.
- أن يكون مجموع مربعات هذه الانحرافات أقل ما يمكن.

ويُعرف هذان الشرطان باسم شرطي المربعات الصغرى Least Squares.

معادلة الانحدار الخطي البسيط:

بناءً على ما سبق فإن الانحدار الخطي البسيط يحاول التوصل إلى أفضل خط مستقيم يربط بين المتغيرين (س، ص)، بمعنى التوصل إلى الخط المستقيم الذي يمر بمركز شكل الانتشار لقيم س، ص ويحقق شرطي المربعات الصغرى. ويوضح هذا الخط المستقيم التغير في المتغير المستقل (س) وما يقابله من تغير في المتغير التابع (ص). فكل تغير في قيم المتغير المستقل (س) يقابله قدر ثابت من التغير في المتغير التابع (ص)، وهذا القدر الثابت يعتمد على ميل الخط المستقيم، أو على العلاقة بين المتغيرين س، ص. والصورة العامة لمعادلة الخط المستقيم بين س، ص هي:

$$\text{ص} = \alpha + \beta \text{ س} + \text{خ} \quad (9-1)$$

حيث: (α, β) هما ثوابت المعادلة في المجتمع، حيث إن لكل منهما معنى:

(α) تسمى ثابت الانحدار (Regression Constant): يعنى هندسياً ذلك الجزء المقطوع من المحور الرأسى (ص)، ويمثل نقطة التقاطع مع المحور الرأسى عندما تكون قيمة المتغير المستقل (س) مساوية للصفر، وقيمة (α) تعنى تقديراً لقيمة المتغير التابع (ص) إذا كانت قيمة المتغير المستقل تساوى الصفر.

(β) تسمى معامل الانحدار (Regression Coefficient): يعنى هندسياً ميل خط الانحدار (Regression Slope) على المحور الأفقى، ورياضياً المشتقة التفاضلية الأولى لـ (ص) بالنسبة لـ (س)، وقيمة (β) تعنى مقدار التغير بالمتغير التابع (ص) نتيجة للتغير في المتغير المستقل (س) بوحدة واحدة.

(خ) تشير إلى مقدار الخطأ العشوائى للنموذج وله فروض خاصة به هي:

- الأخطاء موزعة توزيعاً طبيعياً، حيث قيمة المتوسط (التوقع) تساوى صفراً.
- الأخطاء لديها تباين ثابت، بمعنى أن تباين $(\text{خ}) = \sigma^2$ لجميع قيم ر.

- الأخطاء مستقلة عن بعضها الآخر في الفترات المختلفة، بمعنى أن تباين

$$(X_i \times X_j) = \text{صفرًا لجميع قيم } i \neq j.$$

- قيمة الأخطاء العشوائية مستقلة عن قيم المتغيرات المستقلة (س).

وعلاوة على الفروض الخاصة بالخطأ العشوائي فإن تحليل الانحدار البسيط يفترض أن المتغير المستقل (س) متغير محدد بمعرفة الباحث (غير عشوائي)، أي أن الخطأ العشوائي هو مصدر العشوائية الوحيد في النموذج، وبالتالي يكون المتغير التابع (ص) هو متغير عشوائي له نفس التوزيع الاحتمالي الخاص بالخطأ العشوائي.

وحيث إننا لا نستطيع أن نستخدم جميع بيانات المجتمع، فإننا نستخدم بيانات عينة عشوائية لتقدير هذه المعادلة، وتسمى حينذاك تقدير لمعادلة الانحدار الخطي لـ (ص) على (س) وتكون على الصورة:

$$\hat{ص} = أ + ب س \quad (٢-٩)$$

حيث: $\hat{ص}$ تمثل القيم المقدرة أو المتنبأ بها بمعرفة معادلة الانحدار، بينما ص تمثل القيم الفعلية للمتغير ص. أما (أ، ب) فهما تقدير لمعالم المجتمع (α, β) يتم تقديرهما من بيانات العينة المتوافرة حتى يمكننا استخدام معادلة الانحدار في عملية التنبؤ، ويوجد عدد من الطرق المستخدمة في تقدير المعلمات المجهولة، ولكن أشهرها وأكثرها استخداماً ما يسمى بطريقة المربعات الصغرى Least Squares Method السابق الإشارة إليها. وتقوم هذه الطريقة على تقدير خط الانحدار الحقيقي المجهول باستخدام الخط الذي يمر بالنقاط (س، ص)، بحيث يجعل مجموع مربعات انحرافات النقط عنه (الأخطاء) أقل ما يمكن، أي أن:

$$\text{مج (ص - } \hat{ص})^2 \leftarrow \text{أقل ما يمكن} \quad (٣-٩)$$

$$\text{مج (ص - أ - ب س)}^2 \leftarrow \text{أقل ما يمكن}$$

وباستخدام أسلوب التفاضل الجزئي (مرة بالنسبة لـ (ب)، ومرة بالنسبة لـ (أ)) يمكن أن نحصل على ما يسمى بالمعادلات الطبيعية التالية.

$$\text{مج ص} = ن أ + ب \text{ مج س} \quad (٤-٩)$$

$$\text{مج س ص} = أ \text{ مج س} + ب \text{ مج س}^2$$

وبحل هاتين المعادلتين معاً يمكن تقدير كل من أ، ب. وبالتعويض بهذه القيم في المعادلة (٢-٩) نحصل على تقدير لمعادلة الانحدار الخطي لـ (ص) على (س) ومن الممكن أن نستخدم بعد ذلك في التقدير بقيمة المتغير التابع ($\hat{ص}$) بمعلومية قيمة المتغير المستقل (س).

مقاييس جودة النموذج ومعنوية المتغيرات المستقلة،

بعد تقدير معادلة الانحدار، وقبل استخدامها في عملية التنبؤ، نحتاج إلى مقياس للحكم على كفاءة هذه المعادلة في تفسير العلاقة بين المتغيرين، وهناك عدد من هذه المقاييس التي يمكن استخدامها في دراسة مدى جودة النموذج وكفاءته في التعبير عن العلاقة بين المتغيرين منها اختبارات معنوية المعاملات (اختبارات، اختبار ف أو F-test، T-test)، بالإضافة إلى ما يسمى معامل التحديد الذي يرمز له بالرمز (R^2 أو r^2)، وغيرها من المقاييس التي تدل على جودة النموذج، وسوف نقوم باستعراضها الآن.

١ - دقة التقدير Accuracy of Estimates:

ذكرنا أنه يمكن استخدام معادلة الانحدار الناتجة للتنبؤ بقيم المتغير التابع بمعرفة قيم المتغير المستقل، فمثلاً نفترض أننا حصلنا على تقدير لمعادلة انحدار ص (إيرادات المبيعات بالمليون ريال وهي المتغير التابع) على س (مصروفات الدعاية بالآلاف ريال وهي المتغير المستقل) بالصورة التالية:

$$\text{ص} = 0.20 + 0.60 \text{ س} \quad (9-5)$$

$$\text{فإذا كانت قيمة س} = 2 \text{ فإن قيمة ص} = 0.20 + 0.60 \times 2 = 1.4$$

ومن الواضح أن القيمة المتنبأ بها مختلفة عن القيمة الفعلية، ففي حالة س = 2 نفترض أن قيمة ص الفعلية المقابلة لها كانت = 1 أي أن (ص الفعلية - ص المتوقعة) = (1 - 1.4) ويعتمد هذا الاختلاف على حجم العلاقة بين المتغيرين (س، ص) فإذا كانت العلاقة مرتفعة يقل الفرق بين القيم الفعلية والقيم المتنبأ بها، أما إذا كانت العلاقة بين المتغيرين منخفضة فإن هذا الفرق يزداد، وتحسب دقة التقدير بمدى انحراف القيم الفعلية عن الخط المستقيم. والمقياس الذي يستخدم لتوضيح هذه الفروق هو مقياس لدرجة دقة القيم المتنبأ بها، وهو ما يعرف باسم الخطأ المعياري للتقدير (أو التنبؤ) Standard Error of Estimation (Prediction) وهو الجذر التربيعي لما يسمى بتباين البواقي Residual Variance، ويمكن حساب الخطأ المعياري بالصورة التالية (النبهان، ٢٠٠١م: ٢٥٨):

$$\text{ع(ص/س)} = \text{عص} \times \sqrt{[(1 - R^2) \times (n - 1) / (n - 2)]} \quad (9-6)$$

حيث: ك تمثل عدد المعالم وهو هنا = ٢ .

ويمكن توضيح هذه الصورة إذا تذكر الباحث تعريف معامل التحديد ومعامل الاغتراب اللذين ناقشناهما في الفصل السابق، فمعامل الاغتراب هو نسبة التباين في أحد المتغيرين الذي لا يرجع إلى المتغير الآخر، وهو يساوي $(1 - r^2)$ ، فإذا ما ضربنا هذا المقدار في القيمة الحقيقية لتباين المتغير التابع ص أي $(\bar{y} - \bar{y})$ فإننا نحصل على مقدار التباين (مقاساً بالوحدات الأصلية للمتغير ص) والتي لا ترجع أو لا تنسب إلى الانحدار. فإذا ما استخرجنا الجذر التربيعي لحاصل ضرب

$$\bar{y} - \bar{y} \times [(1 - r^2) \times (n - 1) / (n - 1)] \text{ نحصل على الخطأ المعياري للتنبؤ.}$$

ونلاحظ أنه عندما تكون قيمة $r = +1$ أو $r = -1$ يصبح المقدار جذر $(1 - r^2) = 0$ صفراً، وهذا يعني أنه لا تنحرف أى قيمة عن خط الانحدار، بل تقع جميع النقاط عليه، وعندئذ لا توجد أخطاء في التنبؤ. أما إذا كانت $r = 0$ صفراً فإن جذر $(1 - r^2) = 1$ وتصبح أخطاء التنبؤ لمثل هذا التوزيع أكبر ما يمكن، ويصبح تباين ص الذي أمكن تقديره مساوياً لتباين ص الفعلى (أى $\bar{y} - \bar{y} = \bar{y} - \bar{y}$). وعندئذ يمر خط الانحدار بمتوسط المتغير ص.

التباين المتنبأ به والتباين غير المتنبأ به Predicted and Unpredicted Variance:

نلاحظ أن هناك ثلاثة أنواع من مجموع المربعات (وبالتالى التباينات) يمكن حسابها من البيانات وهى:

- أ - تباين القيم حول متوسط العينة ويمثل المقدار مج (ص - \bar{y}) مجموع المربعات الخاصة بهذا التباين. وهو يستخدم فى تحديد التباين والانحراف المعياري للعينة.
- ب - تباين القيم حول خط الانحدار (أو حول القيم المتنبأ بها) ويمثل المقدار مج (ص - \hat{y}) مجموع المربعات الخاصة بهذا التباين. ويسمى التباين غير المتنبأ به، أو التباين الذي لا نستطيع تفسيره. ويمكن أن يتضح سبب هذه التسمية إذا رجعنا إلى تفسير معامل الارتباط بين متغيرين، فقد سبق أن ذكرنا أنه إذا كان معامل الارتباط بين متغيرين (± 1) أى معامل ارتباط تام، فإن جميع القيم تقع على خط الانحدار. وهذا يعنى أننا نكون قد فسرنا التباين الكلى للمتغير ص بمعلومية المتغير س، أى أننا نستطيع القول إنه فى حالة الارتباط التام يمكننا تفسير التباين الكلى. ولكن لكى يكون هذا الاستنتاج صحيحاً يجب أن نفترض أن قيمة معامل الارتباط هى القيمة الفعلية أى لا ترجع إلى الصدفة. وهذا يعنى عدم اختلاف قيمة معامل

الارتباط اختلافاً ملحوظاً باختلاف العينات المستمدة من المجتمع الأصل. أما إذا لم يكن معامل الارتباط تاماً فسوف نجد أن كثيراً من القيم لا تقع على خط الانحدار، وانحرافات هذه القيم عن خط الانحدار تمثل التباين الذي لا نستطيع تفسيره بمعلومية الارتباط بين المتغيرين. ولذلك استخدمنا عبارة التباين الذي لا نستطيع تفسيره أو التباين غير المتنبأ به.

ج - تباين القيم المتنبأ بها حول متوسط التوزيع، ويمثل المقدار مج (ص - ص)² مجموع المربعات الخاصة بهذا التباين، ويسمى التباين المتنبأ به، أو التباين الذي يمكن تفسيره. وكلما زادت قيمة معامل الارتباط زاد مقدار التباين الذي يمكن تفسيره أو التنبؤ به. وعندما يكون مقدار هذا التباين أكبر ما يمكن يكون معامل الارتباط تاماً، وتكون نسبة التباين الذي يمكن تفسيره (١٠٠٪).

ويمكننا إثبات أن المجموع الكلي للمربعات يشتمل على مكونتين يمكن إضافة كل منهما إلى الأخرى، وهاتان المكونتان تمثلان التباين المتنبأ به، والتباين غير المتنبأ به.

$$\text{أي أن } \text{مج (ص - ص)}^2 = \text{مج (ص - ص)}^2 + \text{مج (ص - ص)}^2 \quad (٧-٩)$$

فإذا كانت $r = 0$ ، فإن $\text{مج (ص - ص)}^2 = 0$ ، وبالتالي يكون التباين الكلي = التباين غير المتنبأ به، أو التباين الذي لا نستطيع تفسيره. أو بمعنى آخر عندما يكون $r = 0$ ، لا نستطيع تفسير أي جزء من التباين الكلي.

أما إذا كانت $r = 1$ ، فإن $\text{مج (ص - ص)}^2 = 0$ ؛ لأن جميع القيم تقع في هذه الحالة على خط الانحدار، وبهذا يكون التباين الكلي مساوياً للتباين المتنبأ به، أو التباين الذي يمكن تفسيره. أو بمعنى آخر إذا كانت قيمة $r = 1$ فإننا نستطيع تفسير (١٠٠٪) من التباين.

ونسبة التباين المتنبأ به إلى التباين الكلي تسمى معامل التحديد Coefficient of Determination ويرمز له بالرمز (r^2)، ويمكن إيجاد قيمته كما يلي:

$$r^2 = \frac{\text{التباين الذي يمكن تفسيره} \leftarrow \text{مج (ص - ص)}^2}{\text{التباين الكلي} \leftarrow \text{مج (ص - ص)}^2} \quad (٨-٩)$$

ومن هذه الصورة يتضح أن معامل التحديد يدل على نسبة التباين الكلى الذى يمكن تفسيره بمعلومية قيمة معامل الارتباط، أو بمعنى آخر نسبة التباين فى المتغير التابع (ص) الذى يمكن تفسيره بمعلومية قيمة المتغير المستقل (س).

٢ - اختبار معنوية (دلالة) معامل الانحدار باستخدام اختبار (ت):

بعد التوصل إلى معادلة الانحدار الخطى البسيط (بين متغيرين) فإن المعادلة تحتوى على معامل الانحدار (ب) والمقدار الثابت (أ). وتستخدم المعادلة فى التنبؤ بالمتغير التابع من المتغير المستقل. وكما أوضحنا إمكانية اختبار معنوية معامل الارتباط البسيط، يمكن أيضاً اختبار دلالة معامل الانحدار. والهدف من الاختبار هو تحديد ما إذا كان معامل الانحدار فى المجتمع يساوى الصفر أو يختلف عن الصفر. والتوزيع الاحتمالى المناسب لهذا الاختبار هو توزيع (ت) بدرجات حرية (ن - ٢).

الفرض العدمى: ب (فى المجتمع) $\beta = 0$ صفرًا بمعنى أنه لا يوجد تأثير معنوى للمتغير المستقل فى المتغير التابع.

الفرض البديل: يأخذ إحدى الصور التالية بناءً على فرضية البحث:

أ - ب (فى المجتمع) $\beta \neq 0$ صفر (يوجد تأثير معنوى)

ب - ب (فى المجتمع) $\beta < 0$ صفر (يوجد تأثير طردى معنوى)

ج - ب (فى المجتمع) $\beta > 0$ صفر (يوجد تأثير عكسى معنوى)

ويفترض هذا الاختبار: العشوائية فى اختيار العينة واستقلالية المفردات أو القيم أو المشاهدات بالعينة عن بعضها البعض، والعلاقة الخطية بين المتغيرين، والاعتدالية فى توزيع قيم (ص) عند كل قيمة من قيم (س)، وتجانس تباين قيم (ص) لكل قيمة من قيم (س): (Shavelson, 1988: 573-574).

فمثلاً: إذا كان معامل انحدار الأداء فى العمل على الرضا الوظيفى (ص على س) هو (١,٢٢)، ثم قمنا باختبار معنوية هذا المعامل، وتبين أننا رفضنا الفرض العدمى القائل بأن معامل الانحدار فى المجتمع = صفر، وبالتالي نقبل الفرض البديل القائل بأن معامل الانحدار فى المجتمع لا يساوى الصفر. أى أننا نقبل بأن العلاقة الخطية بين المتغيرين هى علاقة معنوية، ويمكن استخدام تقدير معادلة الانحدار التى حصلنا عليها فى التنبؤ (أو تقدير) بقيمة المتغير التابع (الأداء) بمعلومية قيمة المتغير المستقل (الرضا الوظيفى).

طريقة أخرى لاختبار معنوية معامل الانحدار عن طريق تحليل التباين (اختبار ف):

ذكرنا فيما سبق أن المجموع الكلي للمربعات مج (ص - ص) ^٢ يشتمل على مكونين الأول يسمى مجموع المربعات الذى يمكن تفسيره (مجموع مربعات الانحدار)، والثانى مجموع المربعات الذى لا يمكن تفسيره (مجموع مربعات الأخطاء)، أى أن:

$$\text{مج (ص - ص)}^2 = \text{مج (ص - ص)}^2 + \text{مج (ص - ص)}^2 \quad (٩-٩)$$

وبالتالى فإننا من الممكن تكوين جدول تحليل التباين التالى (كنجو وآخرون ٢٠٠٠م، ص: ١١٤):

(جدول رقم ٩-١)
جدول تحليل التباين الخاص بدراسة الانحدار

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات
الانحدار	مج (ص - ص) ^٢	١	ع ^٢ / مج (ص - ص) ^٢ = ١
الخطأ	مج (ص - ص) ^٢	(٢ - ١)	ع ^٢ / مج (ص - ص) ^٢ = (٢ - ١) / (٢ - ١)
الكلى	مج (ص - ص) ^٢	(٢ - ١)	

ويكون المختبر الإحصائى فى هذه الحالة ف (المحسوبة) = (ع^٢ / ع^٢) ويتبع توزيع (ف) بدرجتى حرية (١، ٢ - ١) وهو نفسه مربع اختبار (ت) بدرجات حرية (٢ - ١).

وسوف نتعرف من خلال الحاسب (برنامج SPSS) على كيفية تنفيذ وقراءة وتفسير النتائج الخاصة بنموذج الانحدار الخطى البسيط، وذلك من خلال المثال التالى:

مثال (٩-١): فى ملف "الانحدار البسيط والمتعدد" المرفق مع قواعد بيانات هذا الكتاب، والذى يحتوى على المتغيرات التالية: ص (المتغير التابع) ويمثل درجة الأداء الوظيفى (الدرجة من ١٠٠)، والمتغيرات المستقلة س_١ يمثل عدد سنوات التعليم، وس_٢ يمثل خبرة الموظف (بالسنة)، وس_٣ مرتبة الموظف. والمطلوب هو دراسة نموذج الانحدار الخطى البسيط لدرجة الأداء الوظيفى على عدد سنوات التعليم.

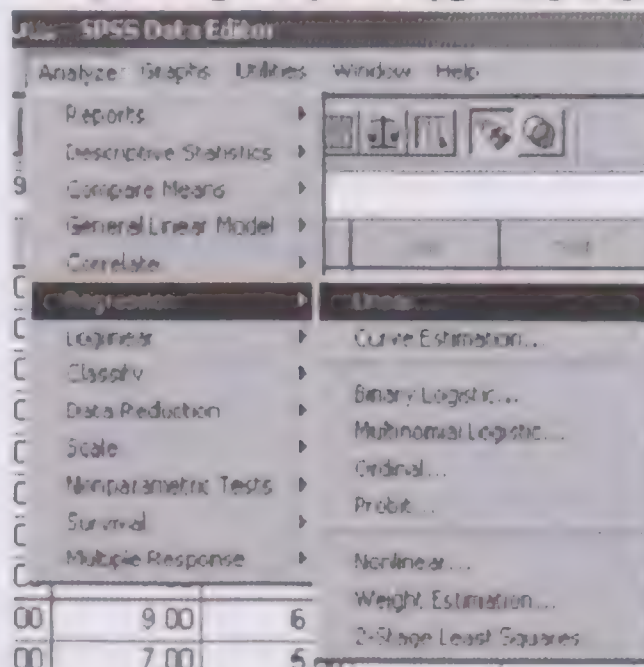
الحل

فى واقع الأمر يوجد مجموعة من التساؤلات البحثية أو الفروض الإحصائية التى
يستطيع نموذج الانحدار البسيط الإجابة عنها أو اختبارها، ومنها:

- هل هناك تأثير معنوي لعدد سنوات تعليم الموظف في درجة الأداء الوظيفي؟
- ما هي قدرة عدد سنوات تعليم الموظف في التنبؤ بدرجة الأداء الوظيفي؟
- هل يوجد علاقة معنوية خطية وطرديّة من الدرجة الأولى بين درجة الأداء الوظيفي وعدد سنوات التعليم للموظف؟
- ولإجراء تحليل الانحدار الخطي البسيط نفتح ملف البيانات المطلوب وهو هنا الانحدار البسيط والمتعدد، ثم نتبع الخطوات التالية:
- نختار أمر Regression من قائمة Analyze ثم نختار أمر Linear كما هو موضح في الشكل التالي:

(شکل رقم ۵-۹)

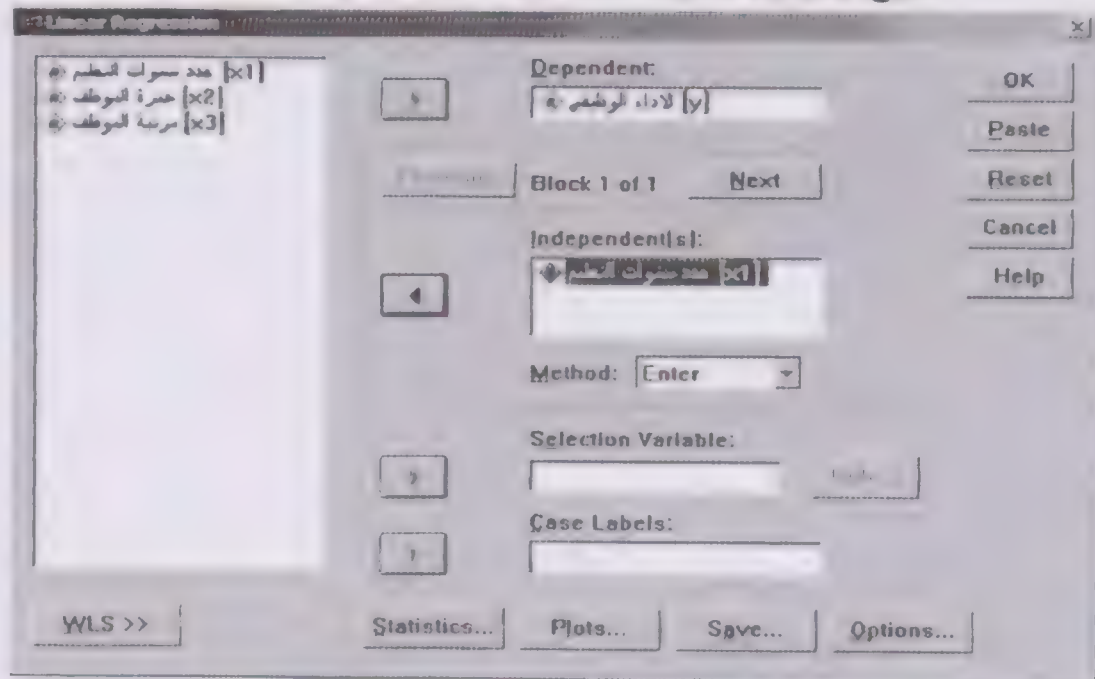
اختبار الأمر الخاص بالانحدار الخطي Linear Regression



- يظهر لنا بعد ذلك مربع الحوار Linear Regression، وفيه نختار - من قائمة المتغيرات - المتغير التابع (درجة الأداء الوظيفي) وننقله إلى المكان المخصص له، وهو المستطيل Dependent هذا المستطيل لا يسمح لنا بوضع أكثر من متغير) ثم نختار المتغير المستقل (وهو هنا س، عدد سنوات تعليم الموظف) ونضعه في المستطيل: Independent (s) هذه الخانة تسمح لنا بوضع أكثر من متغير مستقل وذلك في حالة الانحدار المتعدد)، انظر الشكل التالي:

(شكل رقم ٩-٦)

مربع الحوار الخاص بالانحدار الخطي Linear Regression



- من النافذة الرئيسة السابقة الخاصة بـ Linear Regression يوجد ٤ اختيارات (نوافذ فرعية) تحدد لنا ما يلي:

أ - الاختيار الأول (النافذة الأولى) Statistics:

يمكننا هذا الاختيار من تحديد ما نريد من المقاييس الإحصائية اللازمة لوصف العلاقة، فبالضغط على مفتاح Statistics تظهر لنا النافذة التالية Linear Regression: Statistics.

(شكل رقم ٧-٩)

مربع الحوار الخاص بتحديد الإحصاءات المرغوبة

- من هذه النافذة نحدد (بالنقر عليه) ما نريد، فعند هذه المرحلة من الدراسة (الانحدار الخطي البسيط) نجد أن أهم ما نريد الحصول عليه هنا هو:

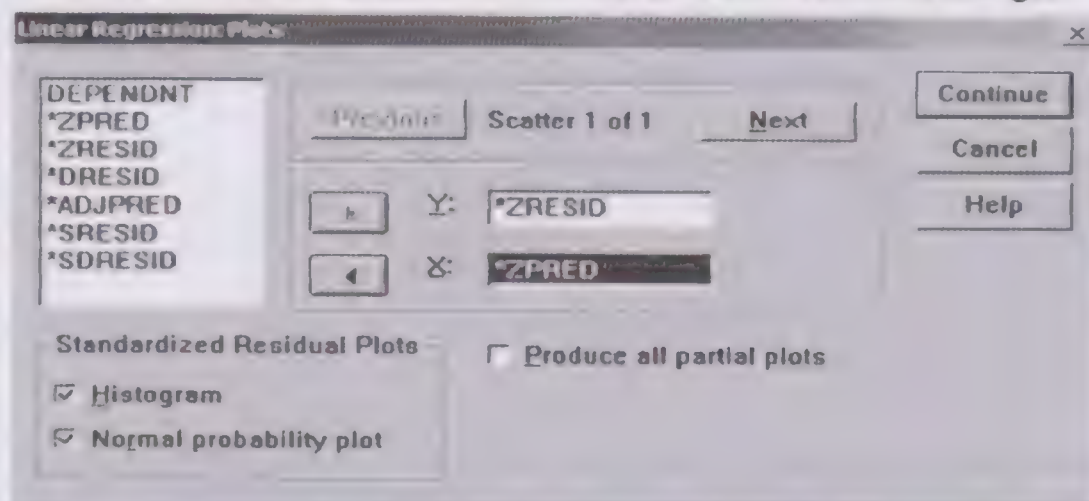
- Estimate
- Model fit
- Descriptive
- R Squared
- Covariance matrix

ب - الاختيار الثاني (النافذة الثانية) Plots:

يمكننا هذا الاختيار من إعداد بعض الأشكال البيانية التي تساعد في التحقق من الافتراضات الخاصة بتحليل الانحدار مثل الاعتدالية Normality، الخطية Linearity، وذلك من خلال رسم شكل الانتشار بين القيم المتنبأ بها Predicted Values (في مستطيل \hat{x}) ويرمز لها *ZPRED وأخطاء التقدير Residual Values (في مستطيل \hat{y}) ويرمز لها *ZRESID، كما هو في الشكل التالي:

(شكل رقم ٩-٨)

مربع الحوار الخاص بتحديد الرسومات Statistics المرغوبة من الانحدار الخطي



فإذا تحققت جميع الشروط فإن شكل هذا الانتشار سيكون عشوائياً، أما إذا كان هناك نمط ما يشككه هذا الرسم البياني فهذا دليل على عدم تحقق بعض هذه الشروط. فمثلاً إذا كان شكل الانتشار على شكل حرف (U) فهذا يدل على أن العلاقة بين المتغيرين ليست خطية، بل هي علاقة تربيعية، وهذا يعني أن توزيع أحد المتغيرات على الأقل غير طبيعي. وإذا كان شكل الانتشار على شكل (-) مثلاً فإن العلاقة تكون تكعيبية وهذا يعني أيضاً أن توزيع أحد المتغيرات على الأقل غير طبيعي. وإذا كانت معظم النقاط تتركز في منطقة ما وتنتشر عشوائياً في مناطق أخرى فهذا دليل على عدم تحقق شرط تجانس التباين). أما عدم تحقق شرط العشوائية في التوزيع فإن شكل الانتشار سوف يظهر النمط الخطي.

كما تساعد هذه النافذة في الحصول على مجموعة من الأشكال البيانية الأخرى التي يمكننا من تحديد القيم المنفردة (الشاذة) واكتشافها، وكذلك الملاحظات غير العادية، والحالات المؤثرة.

كما يوجد في هذه النافذة إمكانية الحصول على المدرج التكراري Histogram، والمنحنى الاحتمالي الطبيعي Normal Probability Plot لشكل انتشار البواقي المعيارية Standardized Residual Plots وهو يساعدنا أيضاً في التأكد من افتراض الاعتدالية Normality.

ويوجد أيضاً في هذه النافذة إمكانية الحصول على ما يسمى بشكل الانتشار الجزئي Produce all Partial Plots وهو يستخدم في حالة وجود متغيرين مستقلين على الأقل حتى يمكن إنتاج الانتشار الجزئي.

ج - الاختيار الثالث Save:

يمكننا هذا الاختيار من تخزين القيم المتنبأ بها Predicted Values، وكذلك القيم المتبقية Residuals وغيرها من الإحصاءات التي تقيد في تحليل ما يسمى "تحليل البواقي". ويلاحظ أن كل اختيار من الاختيارات القادمة لهذه القائمة يضيف إلى ملف البيانات متغيراً جديداً. فبعد الضغط على مفتاح Save من النافذة الرئيسة يظهر لنا الشكل التالي:

(شكل رقم ٩-٩)

مربع الحوار الخاص بتحديد القيم المطلوب تخزينها Save من مخرجات الانحدار الخطي

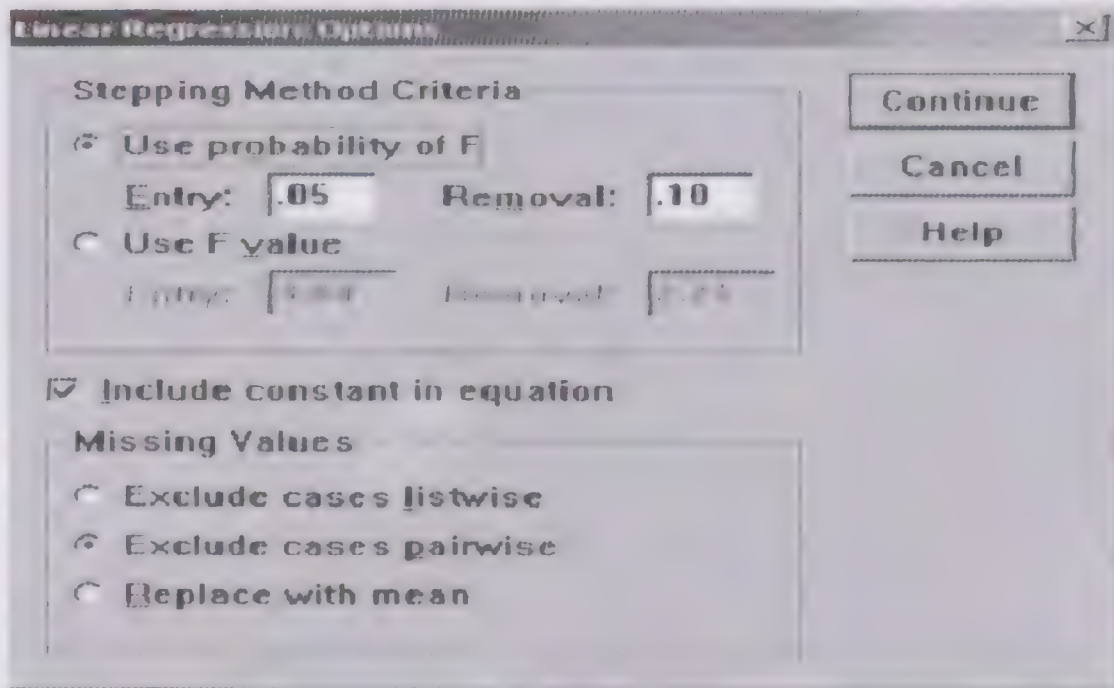
يلاحظ في النافذة السابقة وجود عدة أشياء نختار منها ما نريد تخزينه مثل:
 Predicted Values: هو القيم التي يتنبأ بها نموذج الانحدار لكل مشاهدة.
 Residuals: هي البواقي وهي الفرق بين القيم الفعلية للمتغير التابع والقيم التي يتنبأ بها نموذج الانحدار، وذلك لكل مشاهدة.
 Distances: هو مقاييس لتحديد الحالات التي بها قيم غير عادية للمتغيرات المستقلة والحالات التي يكون لها تأثير كبير على نموذج الانحدار.
 Prediction Intervals: هو الحدود العليا والسفلى لكل من المتوسط الحسابي والوحدات الفردية المتنبأ بها.
 Influence Statistics: هو التغير في معاملات الانحدار والتغير في القيم المتنبأ بها نتيجة لاستبعاد حالة من الحالات.
 Save to New File: هو تخزين معاملات الانحدار في ملف يمكنك تحديده.

د - الاختيار الرابع Options:

يمكننا هذا الاختيار من الإجابة (تحديد) على عدة تساؤلات تطرحها النافذة، فبعد الضغط على مفتاح Options في النافذة الرئيسة يظهر لنا الشكل التالي:

(شكل رقم ٩-١٠)

مربع الحوار الخاص بتحديد الاختيارات المرغوبة Options في الانحدار الخطي



يلاحظ على النافذة السابقة وجود عدة تساؤلات، إلا أننا في هذه المرحلة من الدراسة (الانحدار الخطى البسيط) لا نهتم إلا بالأسئلة التالية:

Include Constant in equation: بمعنى هل تريد إدراج ثابت الانحدار في المعادلة، ومن الأفضل أن يتم اختياره (بمعنى النقر عليه)، إلا أنه في بعض الأحيان من الممكن أن تمر معادلة الانحدار بنقطة الأصل (بمعنى أن ثابت الانحدار صفر) في هذه الحالة لا نقوم بالنقر عليه.

Missing Values: سؤال خاص بكيفية معالجة القيم المفقودة من خلال عدة اختيارات.

Exclude Cases List wise: يعنى استخدام الحالات ذات القيم الكاملة لجميع المتغيرات في التحليل.

Exclude Cases Pair wise: يعنى استخدام الحالات ذات البيانات الكاملة لكل زوج من أزواج المتغيرات التى تستخدم فى حساب معاملات الارتباط التى على أساسها يتم حساب معامل الانحدار.

Replace With Mean: يعنى استخدام جميع الحالات فى ملف البيانات وإذا وجدت قيم مفقودة نستعيز عنها بالمتوسط الحسابى للمتغيرات.

وغالباً ما نقوم بتحديد (النقر على) الاختيار الثانى.

وبعد تحديد ما نريد من هذه الخيارات نقوم بالضغط على Continue لنعود إلى النافذة الرئيسية الخاصة بـ Linear Regression، ثم أخيراً نضغط على O.K. فنحصل على النتائج التالية:

١ - الجدول الأول جدول (٩-٢) يحتوى على نتائج الإحصاءات الوصفية للمتغيرات:

الوسط الحسابى Mean كان لدرجة الأداء الوظيفى (٧٥,٠٩ درجة) وكان لعدد سنوات التعليم (١١,٩٤ سنة)، والانحراف المعياري Std. Deviation كان لدرجة الأداء الوظيفى (١٣,٨٦ درجة) وكان لعدد سنوات التعليم (٣,٦٧ سنة)، وأخيراً حجم العينة أو عدد المشاهدات N وهو يساوى (٣٣).

(جدول رقم ٩-٢)
بعض الإحصاءات الوصفية للمتغيرات محل الدراسة
Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
الأداء الوظيفى Y	75.0909	13.8640	33
عدد سنوات التعليم X1	11.9394	3.6652	33

٢ - الجدول الثاني (جدول ٩-٣) يحتوى على النتائج الخاصة بمعاملات الارتباط الخطية البسيطة (سواء كانت قيمته أو اختبار معنوياته)، فنجد أن قيمة معامل الارتباط الخطي البسيط (بيرسون) بين الأداء الوظيفي وعدد سنوات التعليم وهى نفسها قيمة معامل الارتباط الخطي البسيط (بيرسون) بين عدد سنوات التعليم، والأداء الوظيفي كانت (ر = ٠.٩٦٢) وهى تعنى أن هناك علاقة طردية وقوية جداً بين الأداء الوظيفي وعدد سنوات التعليم، واختبار معنوية هذا المعامل ننظر إلى مستوى المعنوية الحقيقى P-Value وهو محسوب هنا لاختبار ذى طرف واحد؛ لأننا نريد اختبار معنوية قوة واتجاه العلاقة Sig. (1-tailed) = 0.000 أقل من (٠.٠٠١) فإننا نقول إن هذه العلاقة هى علاقة معنوية عند مستوى دلالة (٠.٠٠١).

(جدول رقم ٩-٣)

النتائج الخاصة بمعاملات الارتباط بين المتغيرات محل الدراسة

Correlations

		الأداء الوظيفي Y	عدد سنوات التعليم X1
Pearson Correlation	الأداء الوظيفي Y	1.000	.962
	عدد سنوات التعليم X1	.962	1.000
Sig. (1-tailed)	الأداء الوظيفي Y		.000
	عدد سنوات التعليم X1	.000	
N	الأداء الوظيفي Y	33	33
	عدد سنوات التعليم X1	33	33

٢ - الجدول الثالث (جدول ٩-٤) يحتوى على بيان بالمتغيرات المستقلة التى دخلت فى معادلة الانحدار، وهو هنا بالطبع متغير واحد (الانحدار البسيط) ويمثل عدد سنوات التعليم.

(جدول رقم ٩-٤)

بيان بالمتغيرات التى أدخلت فى معادلة الانحدار عند هذه المرحلة

Variables Entered/Removed^b

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	عدد سنوات التعليم ^a X1		Enter

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: Y الأداء الوظيفي

٤ - الجدول الرابع (جدول ٩-٥) يحتوى على ملخص لبعض المقاييس التى تم حسابها للنموذج المقدر وهى كالتالى:

- قيمة معامل الارتباط المتعدد R وهو يبين مدى تأثير المتغيرات المستقلة التى فى النموذج فى المتغير التابع، وحيث إننا لدينا متغير مستقل واحد فقط هنا، فإن هذا المعامل هو نفسه معامل ارتباط بيرسون، وهو هنا يساوى (٠.٩٦٢)، مما يدل على أن المتغير المستقل له تأثير قوى جداً على المتغير التابع.

- مربع معامل الارتباط الذى يسمى بمعامل التحديد R Square وله أهمية كبرى فى تفسير نتائج نموذج الانحدار، وقيمته هنا تساوى (٠.٩٢٥) وهذا يعنى أن النموذج المقدر يعبر عن (٩٢.٥٪) من البيانات، أو بمعنى آخر إن المتغيرات المستقلة (وهى هنا واحد فقط وهو عدد سنوات التعليم) تفسر (٩٢.٥٪) من تباين المتغير التابع، أو بمعنى آخر إن (٩٢.٥٪) هى قدرة المتغيرات المستقلة على التنبؤ بالمتغير التابع، كما تم حساب ما يسمى بـ Adjusted R Square ويستخدم لنفس الغرض ولكنه أدق.

(جدول رقم ٩-٥)

ملخص لبعض المقاييس التى تم حسابها للنموذج المقدر

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.962 ^a	.925	.923	3.8488

a. Predictors: (Constant), X1 عدد سنوات التعليم

b. Dependent Variable: Y الأداء الوظيفي

٥ - أما الجدول التالى (جدول ٩-٦) فيحتوى على نتائج اختبار تحليل تباين الانحدار ANOVA الذى من خلاله يتم اختبار دلالة معامل التحديد R Square الكلية، حيث يستدل على نسبة التباين الذى تفسره المتغيرات المستقلة من تباين المتغير التابع، فإذا كان مستوى الدلالة Sig. أقل من (٠.٠٥) فإن هذه النسبة تكون مقبولة إحصائياً، إما إذا كانت قيمة Sig. أكبر من (٠.٠٥) فإن المتغيرات المستقلة تفسر نسبة قليلة من تباين المتغير التابع، أى لا يمكن الاعتماد على هذه المتغيرات فى التنبؤ بقيم المتغير التابع. وفى هذا المثال، نجد أن قيمة Sig. = 0.000 وهى أقل من (٠.٠٠١) فيمكننا القول إن معامل التحديد R Square الكلى أو معادلة الانحدار ككل دالة إحصائياً عند

مستوى دلالة أقل من (0.001)، ومن جدول تحليل التباين يمكن إيجاد أو استنتاج متوسط مربعات البواقي أو ما يسمى بتباين البواقي Mean Square of Residual وهو (14.813) وبأخذ الجذر التربيعي لهذا المقدار نحصل على ما يسمى "خطأ التقدير" أو الخطأ المعياري للتقدير، وهو مقياس لدرجة دقة القيم المتنبأ بها، وهو في هذا المثال (3.84)، وهو مقدار صغير مما يدل على جودة النموذج المستخدم في التنبؤ.

ويلاحظ هنا أن اختبار ف (F test) يستخدم أيضاً لاختبار الفرض العدمي ($\beta = 0$ صفرًا) مقابل الفرض البديل ($\beta \neq 0$ صفرًا)، وهذا الاختبار يكافئ أيضاً اختبار الفرض العدمي (معامل الارتباط في المجتمع = صفرًا) مقابل الفرض البديل (معامل الارتباط في المجتمع \neq صفرًا).

(جدول رقم ٩-٦)

نتائج اختبار تحليل تباين الانحدار ANOVA

ANOVA^b

Model	Sum of Square	df	Mean Square	F	Sig.
1 Regression	5691.522	1	5691.522	384.223	.000 ^a
Residual	459.205	31	14.813		
Total	6150.727	32			

a. Predictors: (Constant), X1 عدد سنوات التعليم

b. Dependent Variable: Y الأداء الوظيفي

٦ - الجدول التالي (جدول ٩-٧) يبين نتيجة تحليل الانحدار الذي يحتوي على ما يلي:

- تقدير ثابت الانحدار ومعاملات الانحدار موضحة في عمود B وبالتالي تكون معادلة الانحدار المقدرة في هذا المثال كما يلي:

- \hat{Y} (تقدير درجة الأداء الوظيفي) = $31.468 + 3.639$ س_١ (عدد سنوات التعليم).

كما يمكن تفسير معامل الانحدار كما يلي: زيادة عدد سنوات التعليم بمقدار الوحدة (سنة) يصاحبه زيادة درجة الأداء الوظيفي في المتوسط بمقدار (3.639) درجة.

- الخطأ المعياري لتقدير ثابت الانحدار ومعاملات الانحدار في عمود Std. Error، وهو يستخدم لإجراء اختبارات المعنوية لكل من الثابت ومعاملات الانحدار، كما أنه يلقي الضوء على مقدار الخطأ الذي ارتكب لكل تقدير.

- تقدير لثابت الانحدار ومعاملات الانحدار بعد تحويلها إلى علامات معيارية Standardization هي موجودة في عمود Beta، ومن خلال هذه القيم يمكن معرفة أى المتغيرات لها تأثير أكبر فى المتغير التابع، وذلك من خلال قيمة Beta المقابلة لهذا المتغير (بصرف النظر عن الإشارة). وحيث إننا هنا فى حالة الانحدار البسيط فلا يوجد إلا متغير مستقل واحد، فإن قيمة Beta هنا المناظرة لهذا المتغير المستقل الوحيد تمثل فى نفس الوقت معامل الارتباط بين المتغير المستقل والمتغير التابع.
- العمود الأخير يمثل اختبار معنوية لكل من ثابت الانحدار ومعاملات الانحدار كل على حدة، حيث يقارن قيمة الـ Sig. لكل منها بمستوى المعنوية (5%) مثلاً، ونطبق القاعدة المعروفة للرفض أو القبول، وفى هذا المثال نجد أن قيمة Sig. الخاصة بثابت الانحدار تساوى (0.000) وهى أقل من مستوى المعنوية، فإننا نستطيع القول إن ثابت الانحدار دال إحصائياً، كما أن قيمة Sig. الخاصة بمعامل الانحدار تساوى (0.000) وهى أقل من مستوى المعنوية، لذا نستطيع القول إن معامل الانحدار دال إحصائياً أيضاً. ويجب ملاحظة أنه إذا كانت نتيجة تحليل التباين غير معنوية فلا بد من أن تكون جميع معاملات الانحدار أيضاً غير معنوية، والعكس ليس صحيحاً بالضرورة. بمعنى أنه من الممكن أن تكون العلاقة ككل معنوية، ولكن ليس بالضرورة أن تكون جميع المعاملات والثابت معنوية أيضاً.

(جدول رقم ٩-٧)

نتائج معاملات الانحدار فى النموذج المقدر

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	31.648	2.315		13.668	.000
عدد سنوات التعليم X1	3.639	.186	.962	19.602	.000

a. Dependent Variable: Y الأداء الوظيفي

- ٧ - ولدراسة وتحليل ما يسمى بالبواقى يتم الحصول على بعض المقاييس الموضحة فى الجدول التالى:

(جدول رقم ٩-٨)
النتائج الخاصة بإحصاءات البواقي
Residuals Statistics^a

	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	N
Predicted Value	49.8408	100.7820	75.0909	13.3364	33
Std. Predicted Value	-1.893	1.0926	.000	1.000	33
Standard Error of Predicted Value	.6701	1.4720	.9184	.2366	33
Adjusted Predicted Value	50.6441	101.7727	75.1636	13.3598	33
Residual	-57820	11.6886	-388E-15	3.7882	33
Std. Residual	-1.502	3.037	.000	.984	33
Stud. Residual	-1.626	3.084	-.009	1.018	33
Deleted Residual	-6.7727	12.0539	-7.27E-02	4.0553	33
Stud. Deleted Residual	-1.672	3.644	.009	1.086	33
Mahal. Distance	.000	3.711	.970	1.043	33
Cook's Distance	.000	.226	.036	.058	33
Centered Leverage Value	.000	.116	.030	.033	33

a. Dependent Variable: Y الأداء الوظيفي

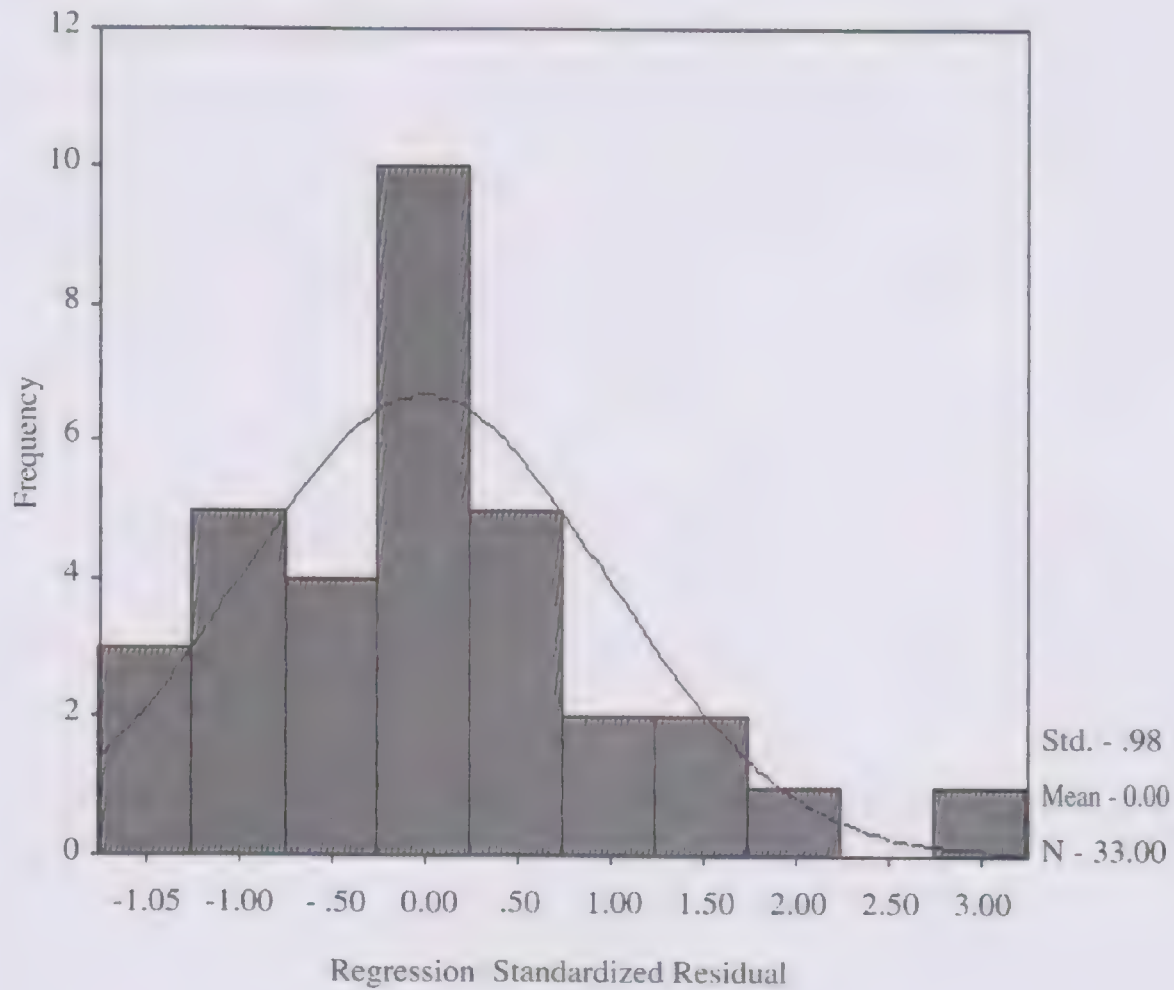
٨ - الشكل التالي (شكل ٩-١١) يبين المدرج التكراري والمنحنى التكراري للبواقي المعيارية Standardized Residual وتم طلبه في الأوامر للتعرف على ما إذا كانت البيانات الخاصة بالبواقي (الخطأ العشوائي) في نموذج الانحدار الموضح تتوزع حسب التوزيع الطبيعي أم لا (وهو أحد شروط تطبيق الانحدار)، ويتضح من الرسم أن قيم البواقي تتوزع حسب التوزيع الطبيعي.

(شكل رقم ٩-١١)

المدرج التكرارى والمنحنى التكرارى للبواقي المعيارية Standardized Residual

Histogram

Dependent Variable: الأداء الوظيفي



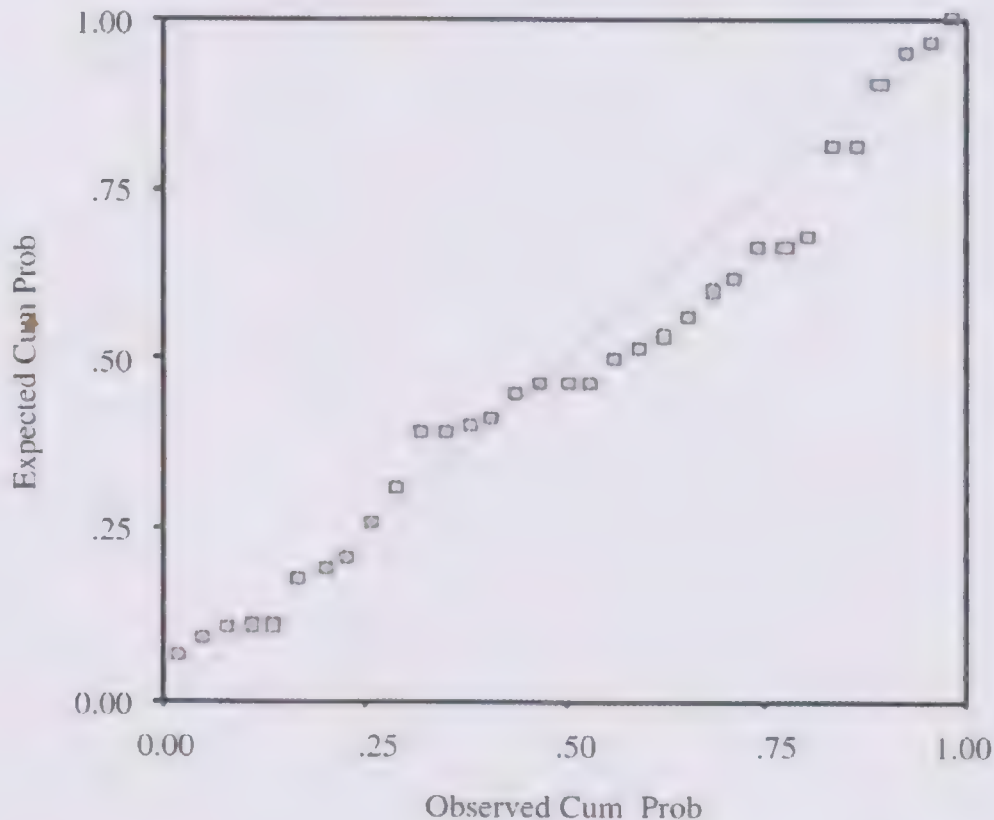
٩ - أما الشكل التالى (٩-١٢) فيبين رسم الاحتمال الطبيعى للبواقي المعيارية Normal Probability Plot for Standardized Residual وهو يستخدم أيضاً للتأكد من أن البواقي (الأخطاء) تتبع التوزيع الطبيعى، فلو كانت النقاط تقترب أو تتجمع حول الخط المستقيم (كما هو موضح فى الشكل) دل ذلك على أن البواقي تتوزع حسب التوزيع الطبيعى، وبالتالي تحقق أحد شروط تطبيق نموذج الانحدار.

(شكل رقم ٩-١٢)

رسم الاحتمال الطبيعي للبواقي المعيارية Normal Probability Plot for Standardized Residual

Normal P-Plot of Regression Standardized Residual

Dependent Variable: الأداء الوظيفي



١٠- الشكل التالي (شكل ٩-١٢) هو من الأشكال المهمة التي تستخدم للتأكد من تحقق

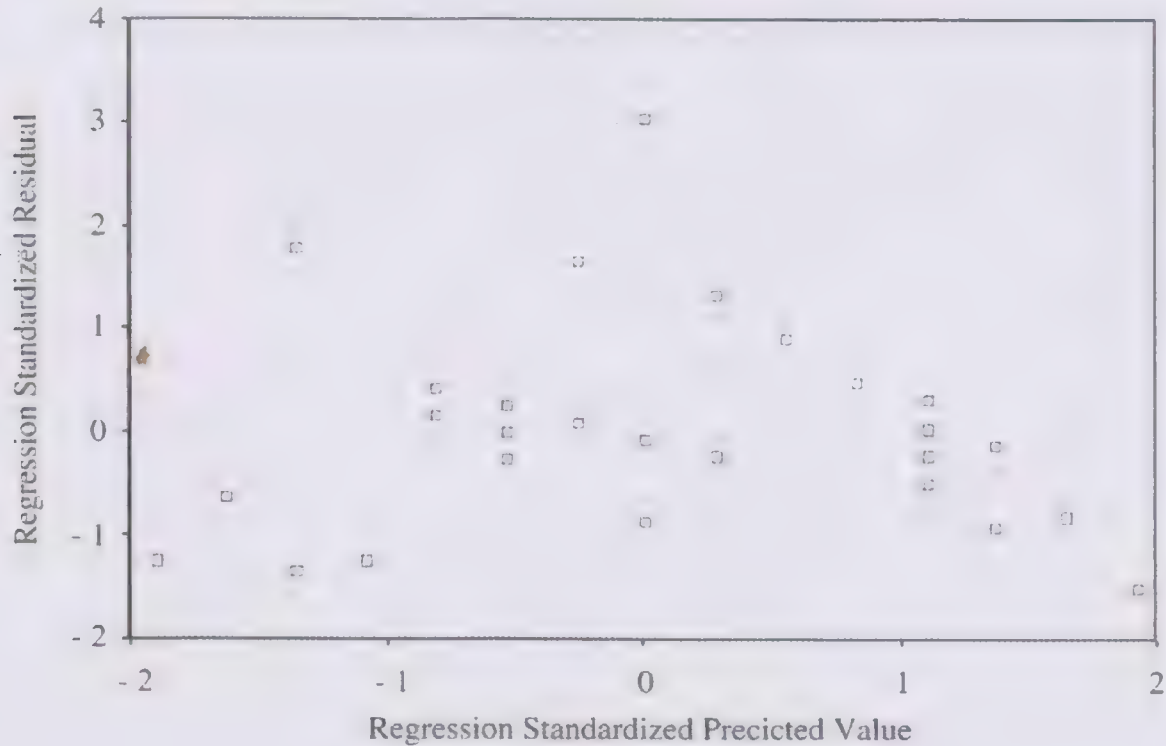
جميع شروط تحليل الانحدار، وهو شكل انتشار بين القيم المتنبأ بها Predicted Values وأخطاء التقدير Residual Values فإذا تحققت جميع الشروط فإن شكل هذا الانتشار سيكون عشوائياً، وفي هذا المثال نلاحظ عدم وجود نمط معين للنقاط في شكل الانتشار المبين، مما يدل على تحقق هذه الشروط.

(شكل رقم ٩-١٣)

شكل انتشار القيم المتنبأ بها Predicted Values وأخطاء التقدير Residual Values

Scatterplot

Dependent Variable: الأداء الوظيفي



ملاحظة:

قد يدل هذا الشكل على عدم التجانس في التباينات، حيث يقل التباين بزيادة القيمة المتنبأ بها.

(٩-٢-٢) نماذج الانحدار غير الخطى البسيط Simple Curvilinear Regression:

عرضنا في القسم السابق العلاقة الخطية بين متغيرين وإيجاد أحسن مطابقة للبيانات الخاصة بالمتغيرين. ولكن ربما لا يجد الباحث في جميع الأحوال أن هناك خطأً مستقيماً يشير إلى الاتجاه العام الذي يتخذه أحد المتغيرين بالنسبة للآخر، بل إن الاتجاه يشير إلى علاقة غير خطية أي منحنية بين المتغيرين.

ولقد ناقشنا في الفصل السابق كيفية حساب معامل الارتباط بين متغيرين العلاقة بينهما منحنية باستخدام نسبة الارتباط، ولكننا سناقش في هذا القسم مشكلة التنبؤ أو الانحدار إذا كانت العلاقة بين المتغيرين غير خطية، وإيجاد أفضل منحنى مطابق أو أفضل دالة رياضية تطابق البيانات. وسوف نعرض في هذا القسم أربعة أنواع من هذه النوال هي الدالة الأسية Exponential ودالة القوة Power، والدالة اللوغاريتمية Logarithmic، ودالة القطع المكافئ Parabola. وعادة يبدأ الباحث برسم شكل انتشارى لأزواج قيم المتغيرين على ورقة رسم بياني عادية، فإذا وجد أن العلاقة تقترب من الخطية فما عليه إلا أن يستخدم طرق الانحدار الخطى البسيط الذى عرضنا لها فى القسم السابق. أما إذا وجد أن النقط لا تميل إلى التراكم حول خط مستقيم، وأن العلاقة تبدو منحنية فيمكنه استخدام ورقة رسم بياني لوغاريتمى. ويوجد نوعان من هذا الورق، النوع الأول يقسم فيه المحور الأفقى إلى أقسام متساوية مثل ورقة الرسم العادية، بينما يقسم المحور الرأسى تقسيماً لوغاريتمياً. أى أن الأقسام على هذا المحور ليست متساوية، وإنما تتبع النظام اللوغاريتمى، وتسمى هذه الورقة ورقة رسم بياني شبه لوغاريتمى Semi- Log Paper. أما النوع الثانى فيقسم فيه كل من المحورين تقسيماً لوغاريتمياً، وتسمى هذه الورقة ورقة رسم بياني لوغاريتمى Log- Log Paper (علام، ١٩٩٣م: ٥٩٨).

١ - مطابقة البيانات للدالة الأسية:

إذا وجد الباحث من التمثيل البياني للعلاقة بين المتغيرين على ورقة رسم شبه لوغاريتمى أن هذه العلاقة خطية، أى أن تحويل ميزان قياس أى من المتغيرين إلى ميزان لوغاريتمى جعل العلاقة تبدو خطية، فإن هذا يكون دليلاً على أن العلاقة بين قيم كل من ص، س الملاحظة تأخذ شكل منحنى الدالة الأسية التى على الصورة:

$$ص = أ ب^س \quad (٩-١٠)$$

وهذا يعنى أن قيم ص ترتبط بقيم س بعلاقة أسية، حيث يكون المتغير المستقل س عبارة عن قوى ب. وتظهر أهمية هذه العلاقة فى تكوين النماذج التى تحتوى على معدلات للنمو (كلجيان، ٢٠٠١م: ١٦٤). ويمكن كتابة هذه المعادلة على الصورة اللوغاريتمية التالية (علام، ١٩٩٣م: ٥٩٩):

$$لو ص = لو أ + س (لو ب) \quad (٩-١١)$$

$$ع = ج + د س \quad (٩-١٢)'$$

حيث (لو) ترمز إلى لوغاريتم العدد للأساس ١٠ . ونلاحظ أن هذه المعادلة تمثل علاقة خطية بين قيم س الأصلية وقيم (ع = لو ص). وبذلك يمكن استخدام طرق الانحدار الخطي التي عرضنا لها في القسم السابق، ولكن بعد أن نضع (ع = لو ص) بدلاً من ص، (ج = لو أ) بدلاً من أ، (د = لو ب) بدلاً من ب.

ولكن بعد إيجاد قيم الثوابت (ج، د)، وعن طريق جداول الأعداد المقابلة للوغاريتمات نستطيع إيجاد قيم الثوابت الأصلية التي نريدها (أ، ب) ثم نعوض في المعادلة الأصلية لنحصل على تقدير لها.

مثال: نفترض أنه لدينا البيانات التالية الخاصة بالمتغيرين (س، ص) كما يلي:

س	١	٢	٣	٤	٥	٦
ص	١١٢	١٤٩	٢٣٨	٣٥٤	٥٨٠	٨٦٧

والمطلوب: التنبؤ بقيمة ص عندما تكون قيمة س = ١٠ .

الحل

إذا رسمنا العلاقة بين المتغيرين (س، ص) فإننا نلاحظ أن العلاقة غير خطية (وهي علاقة أسية)، ولكن تصبح هذه العلاقة خطية إذا حولنا ميزان قياس المتغير (ص) إلى ميزان لوغاريتمي كما هو مبين بالشكل التالي، ولذلك فإننا نؤكد على أن البيانات تطابق الدالة الأسية: أي أن معادلة انحدار ص على س المناسبة هنا هي على الصورة:

$$\text{ص} = \text{أ ب}^{\text{س}} \quad (٩-١٣)$$

$$\text{لو ص} = \text{لو أ} + \text{س (لو ب)} \quad (٩-١٤)$$

$$\text{ع} = \text{ج} + \text{د س} \quad (٩-١٥)$$

$$\text{د} = \frac{\text{ن مج (س} \times \text{ع)} - (\text{مج س}) \times (\text{مج ع})}{[\text{ن مج س}^2 - (\text{مج س})^2]} \quad (٩-١٦)$$

س	ص	ع = لو ص	س × ع	س ^٢
١	١١٢	٢,٠٩٤٢	٢,٠٤٩٢	١
٢	١٤٩	٢,١٧٣٢	٤,٣٤٦٤	٤
٣	٢٣٨	٢,٣٧٦٦	٧,١٢٩٨	٩
٤	٣٥٤	٢,٥٤٩٠	١٠,١٩٦٠	١٦
٥	٥٨٠	٢,٧٦٣٤	١٣,٨١٧٠	٢٥
٦	٨٦٧	٢,٩٣٨٠	١٧,٦٢٨	٣٦

← ٢١ مج س	← ١٤,٨٤٩ مج (ع)	← ٥٥,١٦٦ مج (س × ع)	← ٩١ مج س ^٢
--------------	--------------------	------------------------	---------------------------

$$r = \frac{(14,8494) \times (21) - (55,1664)(6)}{(21)^2 - (91)(6)}$$

$$r = 0,183 \quad (17-9)$$

$$\text{لـو ب} = 0,183 \quad (18-9)$$

وبالكشف فى جدول الأعداد المقابلة للوغاريتمات نجد أن:

$$b = 1,024 \quad (19-9)$$

$$\text{وحيث إن ج} = \bar{ع} - r \times \bar{س} \quad (20-9)$$

$$= (6/21)(0,183) - (6/14,8494) =$$

$$= 1,8344 = 0,6405 - 2,4749 =$$

$$ج = 1,8344 \quad (21-9)$$

$$\text{لـو أ} = 1,8344 \quad (22-9)$$

وبالكشف فى جدول الأعداد المقابلة للوغاريتمات نجد أن:

$$a = 68,297 \quad (23-9)$$

$$\text{من (١)، (٢) فى المعادلة نجد أن : ص} = أ ب س$$

$$\text{ص} = 68,297 \times (1,024) \quad (24-9)$$

وللتنبؤ بقيمة ص عندما يكون س = ١٠، فما علينا إلا أن نعوض عن قيمة س = ١٠

$$\text{ص} = 68,297 \times (1,024) = 69,85 \quad (25-9)$$

٢ - مطابقة البيانات لدالة القوة Power Function:

إذا وجد الباحث من التمثيل البياني للعلاقة بين المتغيرين على ورقة رسم لوغاريتمى أن هذه العلاقة خطية، فى حين أنها لم تبدُ كذلك عند استخدام ورقة رسم بياني عادية أو عند استخدام ورقة رسم بياني شبه لوغاريتمى، فإن هذا يكون دليلاً على أن العلاقة بين قيم كل من ص، س الملاحظة تأخذ شكل منحنى دالة القوة التى على الصورة:

$$\text{ص} = \text{أ} \text{ س } \text{ب} \quad (٢٦-٩)$$

وهذا يعنى أن قيم ص ترتبط بقوى معينة لقيم س. وتظهر أهمية هذه العلاقة فى النماذج الاقتصادية بسبب أنه يمكن تفسير معامل الانحدار على أنه مرونة المتغير التابع للمتغير المستقل (كلجيان، ٢٠٠١م: ١٦٣). ويمكن كتابة هذه المعادلة على الصورة اللوغاريتمية التالية (علام، ١٩٩٣م: ٦٠٤):

$$\text{لو ص} = \text{لو أ} + \text{ب (لو س)} \quad (٢٧-٩)$$

$$\text{ع} = \text{ج} + \text{ب هـ} \quad (٢٨-٩)$$

حيث (لو) ترمز إلى لوغاريتم العدد للأساس ١٠. ونلاحظ أن هذه المعادلة خطية فى لوغاريتمات المتغيرات (لو س)، (لو ص): لذا نقوم بالتحويل اللوغاريتمى التالى لكى يمكن استخدام طرق الانحدار الخطى التى عرضنا لها فى القسم السابق وهو: نضع (ع = لو ص) بدلاً من ص، (ج = لو أ) بدلاً من أ، (هـ = لو س) بدلاً من س، وتظل ب كما هى.

ولكن بعد إيجاد قيمة الثابت (ج)، وعن طريق جداول الأعداد المقابلة للوغاريتمات نستطيع إيجاد قيمة الثابت الأسمى الذى نريده (أ) ثم نعود فى المعادلة الأصلية لنحصل على تقدير لها.

٣ - مطابقة البيانات للدالة اللوغاريتمية Logarithmic Function:

أحياناً يجد الباحث أن هناك علاقة خطية بين قيم (ص)، وقيم لو (س) عند تمثيلها على ورقة رسم بياني عادية. فهذا يكون دليلاً على أن البيانات تكون مطابقة لمنحنى الدالة اللوغاريتمية (وهى دالة عكسية للدالة الأسية) وتكتب على الصورة (علام، ١٩٩٣م: ٥٩٩):

$$\text{ص} = \text{أ} + \text{ب (لو س)} \quad (٢٩-٩)$$

$$\text{ص} = \text{أ} + \text{ب هـ} \quad (٣٠-٩)$$

حيث (لو) ترمز إلى لوغاريتم العدد للأساس ١٠ . ونلاحظ أن هذه المعادلة خطية بين قيم (ص)، ولوغاريتم (س) أى (لو س)، ونستطيع استخدام طرق الانحدار الخطى التى عرضنا لها فى القسم السابق بأن: (هـ = لو س) بدلاً من س، وتظل أ، ب كما هى. والقيم التى نحصل عليها تمثل مباشرة قيم الثوابت (أ، ب)، ثم نعوض فى المعادلة الأصلية لنحصل على تقدير لها.

٤ - مطابقة البيانات لكثيرة الحدود Polynomial Function:

إذا وجد الباحث أن النمط العام للعلاقة يشير إلى أن قيم ص تزيد فى البدء ثم تقل بعد ذلك أو العكس، بمعنى أن المنحنى ينحني مرة واحدة إما لأعلى أو لأسفل، فى هذه الحالة فإن منحنى الدالة الذى يربط بين المتغيرين يكون منحنى معادلة من الدرجة الثانية Quadratic أو كثيرة حدود من الدرجة الثانية وتكون على الصورة:

$$\text{ص} = \text{أ} + \text{ب}_١ \text{س} + \text{ب}_٢ \text{س}^٢ \quad (٢١-٩)$$

ومن الممكن أن ينحني المنحنى مرتين لأعلى ولأسفل، فى هذه الحالة فإن منحنى الدالة الذى يربط بين المتغيرين يكون منحنى معادلة من الدرجة الثالثة Cubic أو كثيرة حدود من الدرجة الثالثة وتكون على الصورة:

$$\text{ص} = \text{أ} + \text{ب}_١ \text{س} + \text{ب}_٢ \text{س}^٢ + \text{ب}_٣ \text{س}^٣ \quad (٣٢-٩)$$

وهنا يمكن أن يستخدم الباحث طريقة المعادلات الطبيعية Normal Equations عن طريق المصفوفات فى إيجاد قيم الثوابت ومن ثم التنبؤ بقيمة المتغير التابع بمعلومية المتغير المستقل. كما يمكن استخدام البرامج الإحصائية الجاهزة فى الحاسب للحصول على تقدير لقيم الثوابت، كما سوف نرى فى نهاية هذا الفصل.

وسوف نتعرف من خلال الحاسب (برنامج SPSS) على كيفية تنفيذ وقراءة وتفسير النتائج الخاصة بنماذج الانحدار البسيط غير الخطى، وذلك عند مناقشة موضوع السلاسل الزمنية فى القسم (٣-٩).

(٣-٢-٩) نموذج الانحدار الخطى المتعدد Multiple Linear Regression:

فى الحياة العملية عادة ما يتأثر المتغير التابع بعدد من المتغيرات المستقلة (المنبئات) فى نفس الوقت، فمثلاً: إيرادات المبيعات من سلعة معينة يتأثر بكل من: سعر هذه السلعة،

أسعار السلع البديلة، دخل المستهلك المستهدف له السلعة، بالإضافة إلى مصروفات الدعاية على هذه السلعة. وبالتالي لكي نستطيع أن نتنبأ بالمتغير التابع (إيراد المبيعات) بطريقة أكثر شمولاً لابد أن نأخذ في الحسبان الكثير من المتغيرات المستقلة المؤثرة في نفس الوقت على المتغير التابع.

وتحليل الانحدار المتعدد يمكن الباحث من تحليل العلاقات بين متغير تابع (لابد أن يكون كمياً) ومتغيرين مستقلين أو أكثر، والتنبؤ بقيم المتغير التابع بمعلومية قيم المتغيرات المستقلة. وبالطبع يكون التنبؤ باستخدام المتغيرات المستقلة مجتمعة أفضل من التنبؤ باستخدام أى منها على حدة. بشرط أن يكون الارتباط بين هذه المتغيرات المستقلة منخفضاً، وارتباط كل منها بالمتغير التابع مرتفعاً.

وللانحدار المتعدد جانبان من جوانب تحليل البيانات، أحدهما جانب وصفي، وفيه يكون الاهتمام منصّباً على طرق تحليل وتلخيص العلاقة الخطية بين المتغير التابع ومجموعة المتغيرات المستقلة. والجانب الآخر جانب استدلالى، وفيه يكون الاهتمام منصّباً على طرق الاستدلال على العلاقات فى المجتمع الأسمى باستخدام البيانات المستمدة من عينة البحث. إلا أن الارتباط الوثيق بين الجانبين، يجعل من المناسب معالجتهما معاً كأسلوب إحصائى وصفى تحليلى، وكأسلوب استدلالى تفسيرى يتميز بالعمومية والشمول.

وسوف نقتصر فى هذا القسم على مناقشة تحليل الانحدار المتعدد فى حالة وجود متغيرين مستقلين، وثلاثة متغيرات مستقلة من النوع الكمى أو الكيفى (ترتيبى أو اسمى) حتى يتسنى للباحث فهم أساسيات هذا الأسلوب الإحصائى الهام.

تحليل الانحدار الخطى المتعدد فى حالة وجود متغيرين مستقلين:

تحليل الانحدار المتعدد فى حالة وجود متغيرين مستقلين هو امتداد لتحليل الانحدار الخطى البسيط، وتنطبق عليه نفس الأفكار الرئيسية، فيما عدا أن العمليات الحسابية فى هذه الحالة تكون أكثر مشقة، فالشكل العام لمعادلة الانحدار فى حالة وجود متغيرين مستقلين هو:

$$ص = \alpha + \beta_1 س_1 + \beta_2 س_2 + \gamma خ \quad (9-23)$$

حيث: ص تمثل المتغير التابع، (س₁، س₂) يمثلان المتغيرين المستقلين.

(α ، β_1 ، β_2) هي ثوابت المعادلة في المجتمع، حيث (α) هي ثابت الانحدار وتمثل القيمة المتوسطة للمتغير التابع (ص) عندما تكون قيم المتغيرات المستقلة مساوية للصفر. (β_1 ، β_2) يمثلان معامل الانحدار الجزئي أو الوزن المقدر لكل من المتغيرين x_1 ، x_2 على الترتيب، فقيمة (β_1) تعنى مقدار التغير في القيمة المتوقعة للمتغير التابع (ص) نتيجة للتغير في المتغير المستقل (x_1) بوحدة واحدة، بافتراض ثبات أو استبعاد تأثير المتغيرات المستقلة الأخرى (x_2)، بمعنى أنه يقيس الأثر المباشر أو الصافي لتغير (x_1) بوحدة واحدة على القيمة المتوقعة للمتغير التابع. أما قيمة (β_2) فتعنى مقدار التغير في القيمة المتوقعة للمتغير التابع (ص) نتيجة للتغير في المتغير المستقل (x_2) بوحدة واحدة، بافتراض ثبات أو استبعاد تأثير المتغيرات المستقلة الأخرى (x_1). كما أن لإشارات معاملات الانحدار دلالات معينة، فالمعامل الموجب يشير إلى وجود علاقة طردية بين المتغير المستقل (المصاحب لهذا المعامل) والمتغير التابع، والمعامل السالب يشير إلى أن العلاقة بين المتغيرين علاقة عكسية (إسماعيل، ٢٠٠١م: ١٣٥). أما (خ) فتشير إلى الخطأ العشوائى للنموذج، وقد سبق تعريفه في حالة الانحدار البسيط.

وحيث إننا لا نستطيع أن نستخدم جميع بيانات المجتمع، فإننا نستخدم بيانات عينة عشوائية لتقدير هذه المعادلة، وتسمى حينذاك "تقدير لمعادلة الانحدار الخطى لـ (ص) على (x_1 ، x_2)" وتكون على الصورة:

$$\hat{v} = \alpha + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 \quad (٩-٣٤)$$

حيث: \hat{v} ترمز إلى قيم ص المتنبأ بها بمعرفة معادلة الانحدار وبمعلومية المتغيرين (x_1 ، x_2)، بينما ص تمثل القيم الفعلية للمتغير ص. أما (α ، β_1 ، β_2) فهي تقدير لمعامل المجتمع (α ، β_1 ، β_2) ويتم تقديرها من بيانات العينة المتوافرة حتى يمكننا استخدام معادلة الانحدار في عملية التنبؤ، ويوجد عدد من الطرق المستخدمة في تقدير المعلمات المجهولة ولكن أشهرها وأكثرها استخداماً ما يسمى بطريقة المربعات الصغرى Least Squares Method السابق الإشارة إليها. وتقوم هذه الطريقة على جعل مجموع مربعات انحرافات النقط عنه (الأخطاء) أقل ما يمكن، أى أن:

$$\text{مج (ص - } \hat{v} \text{)}^2 \leftarrow \text{أقل ما يمكن} \quad (٩-٣٥)$$

$$\text{مج (ص - } \hat{v} \text{)}^2 \leftarrow \text{أقل ما يمكن} \quad (٩-٣٦)$$

وباستخدام أسلوب التفاضل الجزئي (مرة بالنسبة لـ ب_١، ومرة بالنسبة لـ ب_٢، ومرة بالنسبة لـ أ) يمكن أن نحصل على ما يسمى بالمعادلات الطبيعية Normal Equations التالية:

$$\text{مج ص} = \text{ن أ} + \text{ب}_١ \text{ مج س}_١ + \text{ب}_٢ \text{ مج س}_٢ \quad (٩-٣٧)$$

$$\text{مج س}_١ \text{ ص} = \text{أ مج س}_١ + \text{ب}_١ \text{ مج س}_١^٢ + \text{ب}_٢ \text{ مج س}_١ \text{ س}_٢$$

$$\text{مج س}_٢ \text{ ص} = \text{أ مج س}_٢ + \text{ب}_١ \text{ مج س}_١ \text{ س}_٢ + \text{ب}_٢ \text{ مج س}_٢^٢$$

وبحل هذه المعادلات معاً يمكن تقدير كل من أ، ب_١، ب_٢. وبالطبع يمكن تعميم الأفكار السابقة على أى عدد من المتغيرات المستقلة، إلا أنه كلما زاد عدد هذه المتغيرات زاد تعقيد العمليات الحسابية التى يجب على الباحث أن يجربها لكي يحصل على المقاييس الإحصائية اللازمة لتحليل الانحدار المتعدد. ولذلك يجب أن يلجأ الباحث إلى أحد برامج تحليل البيانات الجاهزة باستخدام الحاسوب للحصول على النتائج التى يرغب فيها، وسوف نأخذ مثلاً يوضح كيفية تفسير جميع النتائج المرغوبة فى تحليل الانحدار المتعدد بدون الخوض فى الحسابات.

ويبنى تحليل الانحدار المتعدد على نفس الفروض السابق ذكرها فى دراسة الانحدار البسيط، سواء بالنسبة للخطأ العشوائى أو للمتغيرات المستقلة، يضاف إليها فرض استقلال المتغيرات المستقلة عن بعضها (عدم وجود تعدد خطى Multicollarity).

نستطيع القول إن أهم الافتراضات الخاصة بتحليل الانحدار والارتباط المتعدد هى (Shavelson, 1988: 593 - 595).

- العشوائية فى اختيار العينة، واستقلالية درجات كل فرد عن الأفراد الآخرين فى العينة، ويستطيع الباحث التأكد من هذا الشرط بنفسه.

- فى الانحدار القياسى (العادى) يجب أن يكون لدينا عدد من الحالات يساوى عشرين مثل عدد المتغيرات المستقلة. وفى الانحدار التدريجى نحتاج إلى عدد أكبر، فيكون الحد الأدنى المطلوب هو خمسة أمثال عدد المتغيرات المستقلة. ومن الممكن التحقق من هذا الشرط بسهولة وبدون إجراء أى اختبار إحصائى.

- التوزيع الاعتدالى فى المجتمع لقيم المتغير التابع عند كل مستوى من المستويات الممكنة للمتغيرات المستقلة مجتمعة (وهى تمثل قيم ص).

- تجانس تباينات المتغيرات التابعة في المجتمع عند كل مستوى من المستويات الممكنة للمتغيرات المستقلة مجتمعة (ويسمى Homoscedasticity).
 - استقلال المتغيرات المستقلة عن بعضها (عدم وجود تعدد خطى Multicollinarity).
 - العلاقة الخطية في المجتمع بين المتغير التابع وأي متغير مستقل عند تثبيت المتغيرات المستقلة الأخرى.
- هذه مجموعة من الشروط كل منها معناه واضح، والتأكد من هذه الشروط يتم عن طريق فحص شكل الانتشار للبواقي، حيث يمكن التحقق من هذه الشروط مجتمعة بناء على الضوابط التالية:
- من المفترض أن الفرق بين القيم الفعلية والمتوقعة للمتغير التابع يجب أن يتوزع طبيعياً.
 - يجب أن تكون البواقي (ص - ص̂) مستقلة عن القيم المتوقعة للمتغير التابع (ص̂).
 - يجب أن يكون تباين البواقي واحداً لكل القيم المتوقعة.
- بالنسبة لشروط الخطية نلاحظ أنه إذا انحرفنا قليلاً عنه فإن هذا لن يؤثر كثيراً في النتائج، ولكن الابتعاد كثيراً عن الخطية يؤدي إلى تقدير العلاقة بطريقة غير جيدة.
- وتجدر الإشارة إلى أن كل الشروط السابقة (فيما عدا الشرطين الأول والثاني) يمكن التحقق منها باستخدام تحليل الانحدار الموجود بالحزمة (SPSS).

مقاييس جودة النموذج ومعنوية المتغيرات المستقلة:

١ - معامل الارتباط المتعدد Multiple Correlation:

يعتبر معامل الارتباط المتعدد من المقاييس الإحصائية المهمة والأساسية التي تستخدم في تحليل الانحدار المتعدد، وهو يعبر عن درجة العلاقة القائمة بين متغير تابع ومتغيرين مستقلين أو أكثر. ويعتمد معامل الارتباط المتعدد على معاملات الارتباط الداخلية بين المتغيرات المستقلة من ناحية، وارتباطات المتغيرات المستقلة بالمتغير التابع من ناحية أخرى. وينبغي أن يلاحظ الباحث أن معامل الارتباط المتعدد هو معامل ارتباط بيرسون بين قيم المتغير التابع (ص)، والقيم المتنبأ بها للمتغير التابع (ص̂)، ولكن قيمته تتراوح بين (صفر، ١) وليس (١-، ١) كما هو الحال في بيرسون. ويعتبر مربع معامل الارتباط المتعدد (يسمى بمعامل التحديد) من المقاييس الإحصائية المهمة في تفسير الانحدار، حيث

يوضح نسبة التباين في قيم المتغير التابع الراجعة إلى أو التي يمكن تفسيرها باستخدام بيانات المتغيرات المستقلة.

ويمكن تقسيم تباين المتغير التابع (كما سبق أن أوضحناه) إلى قسمين: الأول جزء متنبا به، والثاني جزء غير متنبا به (الباقى) وبالتالي يكون:

مجموع المربعات الكلى للمتغير التابع = مجموع مربعات الانحدار (المتنبأ به) + مجموع مربعات البواقي (غير المتنبأ به).
(٢٨-٩)

وعليه فإن r^2 = (مجموع مربعات الانحدار / مجموع المربعات الكلى) وهى تدل على نسبة التباين المتنبأ به من التباين الكلى.

أى أن معامل التحديد (r^2) = (م.م. الانحدار / م.م. الكلى) (٢٩-٩)

$= 1 - (\text{م.م. الخطأ} / \text{م.م. الكلى})$ (٤٠-٩)

وتتراوح قيمة معامل التحديد (r^2) ما بين الصفر، والواحد الصحيح. وتشير القيم الكبيرة لـ (r^2) إلى توفيق أفضل للنموذج لمشاهدات العينة. وعموماً فإن إضافة أى متغيرات مستقلة للنموذج حتى لو كانت متغيرات غير مؤثرة تحدث انخفاضاً في مجموع مربعات الخطأ (م.م. الخطأ) وبالتالي ارتفاع معامل التحديد. كما أن معامل الارتباط المتعدد حساس لحجم العينة وعدد المتغيرات المستقلة المستخدمة. ويذكر شيفالسون (Shevalson, 1988 : 600) أن حجم العينة في الارتباط والانحدار المتعددة يجب ألا يقل عن (٥٠)، وأن يكون حجم العينة مساوياً عشرة أمثال عدد المتغيرات المستقلة. وهذا الأمر يعكس حقيقة أنه كلما اقترب حجم العينة من عدد المتغيرات المستقلة؛ فإن مربع الارتباط لمتعدد يقترب من الوحدة. ولهذه الأسباب، فإن معامل التحديد (r^2) وحده يعتبر مقياساً غير جيد للحكم على جودة النموذج، مما يتطلب ضرورة تصحيح الارتباط المتعدد بإيجاد ما يسمى بمعامل التحديد المصحح ($r^2_{\text{The Adjusted Coefficient of Determination}}$) ويحسب كما يلي:

$$(r^2_{\text{The Adjusted Coefficient of Determination}}) = 1 - \left[\frac{(1 - r^2)(n - 1)}{(n - k) - 1} \right] \quad (٤١-٩)$$

حيث: ك ترمز إلى عدد المعالم في النموذج.

يتضح من الصيغة السابقة أن قيمة معامل التحديد المصحح ($r^2_{\text{The Adjusted Coefficient of Determination}}$) تعتمد في حسابها على عدد معالم النموذج (ك) في المقام، وبالتالي فإن قيمته ليست بالضرورة أن تزيد

بإضافة متغيرات مستقلة جديدة (معالم جديدة)، وبالتالي فإن (ر^٢) المصححة تعتبر أكثر منطقية كمؤشر عن جودة النموذج.

ولاختبار دلالة الارتباط المتعدد نستخدم اختبار (ف) الكلى كما سبق أن أوضحناه فى حالة الانحدار الخطى البسيط.

٢ - معرفة الدلالة الإحصائية لمقدار ما يسهم به كل من المتغيرين المستقلين (س_١، س_٢) على حدة فى التنبؤ بقيم المتغير التابع ص، إلى جانب معرفة الدلالة الإحصائية لمعامل الارتباط المتعدد (العلاقة ككل).

هنا يوجد مجموعة من اختبارات الدلالة (المعنوية) الإحصائية التى من الممكن إجراؤها كما سبق أن ذكرنا فى حالة الانحدار الخطى البسيط:

- اختبار معنوية ما تفسره المتغيرات المستقلة مجتمعة من تباين المتغير التابع، من خلال اختبار معنوية (دلالة) معامل الارتباط المتعدد (أو معامل التحديد)، أو بمعنى آخر هل جميع معاملات الانحدار تساوى الصفر؟ وهنا يتم استخدام اختبار تحليل التباين أو ما يسمى اختبار ف الكلى، بمعنى أنه يستخدم للحكم على القدرة الكلية للنموذج. ويجب ملاحظة أن اختبار ف الكلى يوضح ما إذا كان على الأقل واحد من المتغيرات المستقلة له تأثير معنوى فى المتغير التابع أم لا، ولكنه لا يوضح أى من المتغيرات المستقلة معنوى، وأى منها غير معنوى.

- اختبار معنوية (دلالة) كل متغير من المتغيرات المستقلة على حدة من خلال اختبار معنوية كل معامل من معاملات الانحدار، أو بمعنى آخر هل كل معامل من معاملات الانحدار على حدة يساوى الصفر؟ وهنا يتم استخدام اختبار ت، أو ما يسمى باختبار ف الجزئى.

تفسير معاملات الانحدار والارتباط المتعدد:

مثال (٩-٢): فى عينة مكونة من ١٠ أفراد (لاحظ أن حجم العينة صغير ويجب ألا يقل عن ٣٠) تم جمع بيانات عن المتغيرات التالية: ص المتغير التابع ويرمز إلى درجات المسئولية الاجتماعية، س_١ المتغير المستقل الأول ويرمز إلى درجات مفهوم الذات، س_٢ المتغير المستقل الثانى ويرمز إلى مستوى الدخل. وحصلنا بعد الحسابات اللازمة على النتائج التالية:

- ١- معامل ارتباط المسؤولية الاجتماعية مع مفهوم الذات (٠.٦٦٨).
- ٢- معامل ارتباط المسؤولية الاجتماعية مع مستوى الدخل (٠.٥٦٥).
- ٣- معامل انحدار مفهوم الذات (٢,٤٦٨).
- ٤- معامل انحدار مستوى الدخل (١,٩٥٥).
- ٥- الانحراف المعياري لمفهوم الذات (٢,٣٠).
- ٦- الانحراف المعياري لمستوى الدخل (٢,٠٦).
- ٧- الانحراف المعياري للمسؤولية الاجتماعية (١٠.٥٦٥).
- ٨- معامل الارتباط المتعدد (٠.٥٧٤).

نلاحظ أن معامل ارتباط المسؤولية الاجتماعية مع مفهوم الذات (٠.٦٦٨) هو أعلى معامل ارتباط بسيط، كما أن معامل ارتباط المسؤولية الاجتماعية مع مستوى الدخل (٠.٥٦٥) مرتفع، مما يدل على أنهما مهمان في التنبؤ بالمسؤولية الاجتماعية، لكن إسهام مفهوم الذات في التنبؤ أعلى من مستوى الدخل، وبملاحظة معاملات الانحدار المتعدد نجد أن معامل انحدار مفهوم الذات (٢,٤٦٨) أكبر من معامل انحدار مستوى الدخل (١,٩٥٥)، لكن مقارنة المعاملين لا تدل على حجم تأثير كل منهما، كما أن معامل الانحدار يعتمد على تباين المتغير المستقل، مع أن المتغيرين لا يختلفان في الانحراف المعياري (٢,٣٠، ٢,٠٦) وعليه فإن مفهوم الذات أكثر قوة في التنبؤ بالمسؤولية الاجتماعية عن مستوى الدخل (Shavelson, 1988 : 598).

أما إذا اختلف تباين المتغيرين، ووحدات القياس الخاصة بهما، فإننا نحول معامل الانحدار إلى معاملات انحدار معيارية (بيتا)، أي معاملات انحدار تعتمد على الدرجات المعيارية للمتغيرات حتى يكون تباين كل منها هو الوحدة.

ولتعديل معاملات الانحدار العادية إلى معيارية تستخدم المعادلة التالية (مراد ٢٠٠٠م، ٤٥٠):

$$\text{بيتا}(\beta) = \frac{\text{ع س}}{\text{ع ص}} \times \text{ب}$$

(٩-٤١)

حيث بيتا (β) هي معامل الانحدار الجزئي المعياري، وبالتالي فإن حجم بيتا يدل على قوة إسهام المتغير المستقل في التنبؤ دون الخوف من اختلاف التباينات أو اختلافات وحدات القياس (Shavelson, 1988 : 599) وبالتطبيق على المثال السابق فإن:

$$\text{بيتا ١ (مفهوم الذات)} = \frac{2.30}{10.060} \times 2.468 = 0.537 \quad (9-42)$$

$$\text{بيتا ٢ (مستوى الدخل)} = \frac{2.06}{10.060} \times 1.900 = 0.381 \quad (9-43)$$

ومن الواضح أن معاملي الانحدار مختلفان، مما يدل على الاستنتاج بأن مفهوم الذات أكثر قوة في التنبؤ بالمسؤولية الاجتماعية عن مستوى الدخل.

أما مربع معامل الارتباط المتعدد، أي معامل التحديد $= (0.574)^2 = 0.329$ فيعني أن نسبة (٣٢.٩٪) من تباين المتغير التابع (المسؤولية الاجتماعية) ترجع إلى الانحدار الخطي للمتغيرات المستقلة. وعليه فإن مفهوم الذات ومستوى الدخل يفسران (٣٢.٩٪) من تباين المسؤولية الاجتماعية. كما أن (٦٧.١٪) من التباين غير مفسر ويرجع إلى متغيرات أخرى. وبالتطبيق على معادلة معامل التحديد المصحح نجد أن:

$$R^2_{\text{صح}} = 1 - \left[\frac{(1 - 10)(1 - 0.574)}{(3 - 10)} \right] = 0.138 \quad (9-44)$$

وبالتالي تكون نسبة التباين المفسر هي (١٣.٨٪) من تباين المتغير التابع، ويرجع الانخفاض الكبير من (٣٢.٩٪) (معامل التحديد قبل التصحيح) إلى (١٣.٨٪) (معامل التحديد بعد التصحيح) إلى أن حجم العينة صغير جداً.

وتجدر الإشارة إلى نقطة مهمة جداً في تحليل الانحدار والارتباط المتعدد ومرتبطة بخطأ شائع في استخدام تحليل الانحدار والارتباط المتعدد، فمن المؤلف أن يحدد الباحث المتغيرات المستقلة (المنبئات) التي يستخدمها في التنبؤ اعتماداً على أدبيات البحث أو نظرية معينة يرغب في اختبارها. وقد تدل الأدبيات (أو النظرية) على استخدام متغير مركب من عدة عناصر فرعية، ويستخدم الباحث هذه العناصر الفرعية كمنبئات، ولا ضرر

فى هذا. ولكن المشكلة تكمن فى استخدام العناصر الفرعية والدرجة الكلية أيضاً فى معادلة واحدة. وفى هذه الحالة تكون النتائج التى يتوصل إليها الباحث غير صحيحة؛ لأن استخدام مجموع العناصر (أو مجموع عدة متغيرات) كمتغير آخر فى التحليل يؤدي إلى عدم إمكانية الحاسوب التوصل إلى مقلوب لمصفوفة الارتباط (أو مجموع المربعات) فيقدم مقلوباً شرطياً Inverse تكون نتائجه غير دقيقة. ويرجع السبب إلى أن محددة المصفوفة Determinant تساوى الصفر، وبالطبع لا نستطيع القسمة على صفر (مراد، ٢٠٠٠م: ٤٤٩).

وسوف نكتفى فى هذا الجزء بتوضيح كيفية قراءة وتفسير النتائج المستخلصة من برنامج SPSS بدون الخوض فى تفاصيل المعادلات والعمليات الحسابية.

مثال (٩-٣) فى ملف "الانحدار البسيط والمتعدد" الذى يحتوى على المتغيرات التالية: ص (المتغير التابع) ويمثل درجة الأداء الوظيفى (الدرجة من ١٠٠)، والمتغيرات المستقلة س١ ويمثل عدد سنوات التعليم، س٢ ويمثل خبرة الموظف (بالسنة)، س٣ مرتبة الموظف. والمطلوب هو دراسة نموذج الانحدار الخطى المتعدد العادى (إدخال كل المتغيرات المستقلة فى النموذج) لدرجة الأداء الوظيفى على عدد سنوات التعليم، وخبرة الموظف، ومرتبة الموظف.

الحل

هنا يوجد أيضاً مجموعة من التساؤلات البحثية أو الفروض الإحصائية التى يستطيع نموذج الانحدار المتعدد الإجابة عنها أو اختبارها، ومنها:

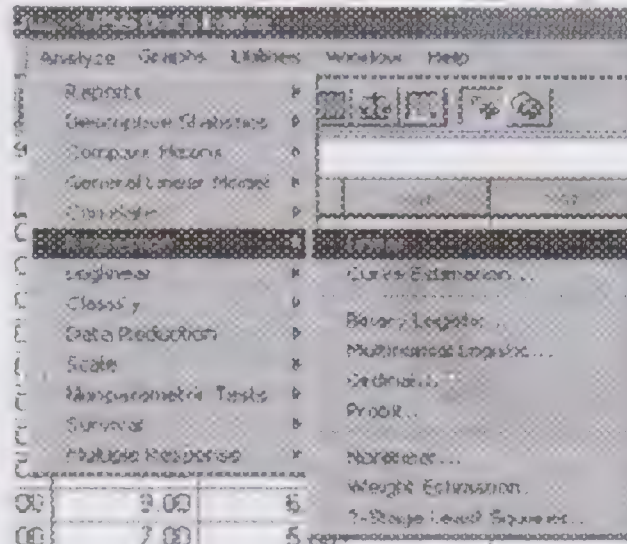
- ما هى أهم العوامل (أو المتغيرات) التى تؤثر فى درجة الأداء الوظيفى؟
- هل هناك تأثير معنوى لعدد سنوات تعليم الموظف فى درجة الأداء الوظيفى؟
- هل هناك تأثير معنوى لخبرة الموظف فى درجة الأداء الوظيفى؟
- هل هناك تأثير معنوى لمرتبة الموظف فى درجة الأداء الوظيفى؟
- ما هى قدرة المتغيرات (عدد سنوات تعليم الموظف، وخبرته، ومرتبته الوظيفية) مجتمعة فى التنبؤ بدرجة الأداء الوظيفى؟

ولإجراء تحليل الانحدار الخطى المتعدد نفتح ملف بيانات "الانحدار البسيط والمتعدد"، ثم نتبع الخطوات التالية:

- نختار أمر Regression من قائمة Analyze ثم نختار أمر Linear كما هو موضح فى الشكل التالى:

(شكل رقم ٩-١٤)

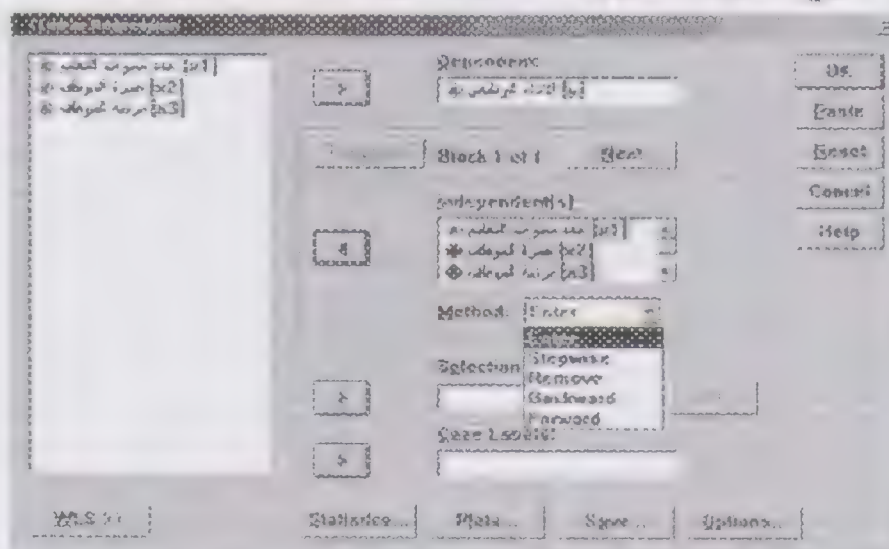
اختيار الأمر الخاص بالانحدار الخطي المتعدد Linear Regression



- يظهر لنا بعد ذلك مربع الحوار Linear Regression ، وفيه نختار - من قائمة المتغيرات - المتغير التابع (درجة الأداء الوظيفي) وننقله إلى المكان المخصص له، وهو المستطيل Dependent ثم نختار المتغيرات المستقلة، وهي هنا س١ عدد سنوات تعليم الموظف، س٢ عدد سنوات خبرة الموظف، س٣ مرتبة الموظف ونضعها في المستطيل (s) Independent.

(شكل رقم ٩-١٥)

مربع الحوار الخاص بالانحدار الخطي المتعدد Linear Regression



- من النافذة الرئيسة السابقة الخاصة بـ Linear Regression نختار الطريقة الملائمة للنموذج المدروس من خلال اختيار إحدى الطرق الموجودة في قائمة الاختيار Method، التي تحتوى على خمسة اختيارات هي:

أ) الاختيار الأول (الطريقة الأولى) Enter: تستخدم هذه الطريقة عندما نكون بحاجة إلى إدخال المتغيرات المستقلة إلى المعادلة في خطوة واحدة، دون فحص أى المتغيرات التي لها أثر ذو دلالة إحصائية على المتغير التابع.

ب) الاختيار الثانى (الطريقة الثانية) Stepwise: هي الطريقة الأفضل والأكثر استخداماً، وفيها يتم إدخال المتغيرات المستقلة إلى معادلة الانحدار على خطوات، بحيث يتم إدخال المتغير المستقل ذي الارتباط الأقوى مع المتغير التابع، بشرط أن يكون هذا الارتباط ذا دلالة إحصائية (يحقق شرط الدخول إلى معادلة الانحدار)، وفي الخطوات التالية يتم إدخال المتغير المستقل ذي الارتباط الجزئى الأعلى الدال إحصائياً مع المتغير التابع بعد استبعاد أثر المتغيرات المستقلة التي أدخلت إلى المعادلة، ثم تفحص المتغيرات الموجودة في معادلة الانحدار فيما إذا كانت تحقق شرط البقاء في معادلة الانحدار (ذات دلالة إحصائية) أم لا، فإذا لم يحقق أحدها شرط البقاء في المعادلة فإنه يخرج من المعادلة، وتنتهى عملية إدخال أو إخراج المتغيرات المستقلة عندما لا يبقى أى متغير يحقق شرط الدخول إلى المعادلة أو شرط البقاء فيها.

ج) الاختيار الثالث (الطريقة الثالثة) Remove: فيها يتم التعامل مع مجموعات المتغيرات الموجودة في مربع Block كوحدة واحدة بحيث يخرج من المعادلة المجموعة كاملة إذا لم تحقق شرط البقاء في المعادلة.

د) الاختيار الرابع (الطريقة الرابعة) Backward: هنا يتم إدخال جميع المتغيرات المستقلة مرة واحدة إلى معادلة الانحدار، ثم يحذف في الخطوة الأولى المتغير المستقل ذو الارتباط الجزئى الأدنى مع المتغير التابع الذي لا يحقق شرط البقاء (غير دال إحصائياً)، وتنتهى الخطوات عندما لا يبقى أى متغير لا يحقق شرط البقاء في معادلة الانحدار، بمعنى أن جميع المتغيرات المتبقية في معادلة الانحدار لها أثر ذو دلالة إحصائية للتنبؤ بقيم المتغير التابع.

هـ) الاختيار الخامس (الطريقة الخامسة) Forward: يتم هنا إدخال المتغيرات المستقلة على خطوات، بحيث يدخل في الخطوة الأولى المتغير المستقل ذو الارتباط الأعلى مع

المتغير التابع الذى يحقق شرط الدخول إلى المعادلة (دال إحصائياً)، وفى الخطوات التالية يتم إدخال المتغيرات تباعاً حسب ترتيب ارتباطها الجزئى، مع المتغير التابع تنازلياً بشرط تحقق شروط الدخول إلى المعادلة، أى يتم فى الخطوة التالية إدخال المتغير الذى الارتباط الجزئى الأعلى مع المتغير التابع بعد استبعاد أثر المتغير الذى دخل إلى المعادلة فى الخطوات الأولى بشرط أن يحقق هذا المتغير شرط الدخول، ثم يدخل فى الخطوة الثالثة المتغير ذو الارتباط الجزئى الأعلى مع المتغير التابع بعد استبعاد أثر المتغيرين اللذين دخلا إلى معادلة الانحدار، وتتوقف الخطوات عندما لا يتبقى أى متغير يحقق شرط الدخول إلى المعادلة.

وسنقوم فى هذا المثال باستخدام طريقة Enter ثم نتعرض لنتائج طريقة Stepwise فى المثال القادم.

- من النافذة الرئيسة السابقة الخاصة بـ Linear Regression ننقر على Statistics ونختار أيضاً ما نريد من المقاييس الإحصائية اللازمة لوصف العلاقة من النافذة الفرعية، كما يتم التعامل مع النوافذ الفرعية الأخرى مثل نافذة Plots، و نافذة Save، و نافذة Options وذلك كما سبق أن أوضحناه فى المثال الخاص بتحليل الانحدار البسيط. وبعد تحديد ما نريد من هذه الخيارات نقوم أخيراً بالضغط على O.K. فنحصل على النتائج الخاصة بتحليل الانحدار المتعدد باستخدام طريقة Enter كما يلي:

١ - الجدول الأول (جدول ٩-٩) يظهر قيم المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية وعدد المشاهدات للمتغير التابع والمتغيرات المستقلة.

(جدول رقم ٩-٩)

بعض الإحصاءات الوصفية للمتغير التابع والمتغيرات المستقلة

Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
الآداء الوظيفى Y	75.0909	13.8640	33
عدد سنوات التعليم X1	11.9394	3.6652	33
خبرة الموظف X2	12.2121	4.8654	33
مرتبة الموظف X3	8.2121	3.1000	33

٢ - الجدول الثاني (جدول ٩-١٠) يظهر مصفوفة معاملات الارتباط (ومستوى دلالتها) بين جميع المتغيرات المستقلة والمتغير التابع، ومن خلال هذه المصفوفة يمكن تحديد أى المتغيرات له الأثر الأكبر فى المتغير التابع، كما يمكن استخدام هذه المصفوفة للتعرف على الارتباطات الداخلية بين المتغيرات المستقلة.

(جدول رقم ٩-١٠)

مصفوفة معاملات الارتباط بين المتغير التابع وجميع المتغيرات المستقلة

Correlations

		الاداء الوظيفي Y	عدد سنوات التعليم X1	خبرة الموظف X2	مرتبة الموظف X3
Pearson Correlation	Y الاداء الوظيفي	1.000	.962	.952	.908
	X1 عدد سنوات التعليم	.962	1.000	.937	.914
	X2 خبرة الموظف	.952	.937	1.000	.931
	X3 مرتبة الموظف	.908	.914	.931	1.000
Sig. (1-tailed)	Y الاداء الوظيفي	.	.000	.000	.000
	X1 عدد سنوات التعليم	.000	.	.000	.000
	X2 خبرة الموظف	.000	.000	.	.000
	X3 مرتبة الموظف	.000	.000	.000	.
N	Y الاداء الوظيفي	33	33	33	33
	X1 عدد سنوات التعليم	33	33	33	33
	X2 خبرة الموظف	33	33	33	33
	X3 مرتبة الموظف	33	33	33	33

٣ - النتيجة التالية (جدول ٩-١١) تمثل بياناً بالمتغيرات المستقلة التى دخلت فى معادلة الانحدار وهى ثلاثة متغيرات، ولا يوجد متغيرات قد استبعدت من الدخول؛ لأننا فى الطريقة العادية Enter لا نستبعد أى متغيرات:

(جدول رقم ٩-١١)
المتغيرات المستقلة التي دخلت في معادلة الانحدار في هذه المرحلة

Variables Entered/Removed^b

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	مرتبة الموظف X3 عدد سنوات التعليم ^a X1 خبرة الموظف X2	.	Enter

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: Y الأداء الوظيفي

٤ - الجدول التالي (جدول ٩-١٢) يبين ملخصاً لنتائج تحليل الانحدار الذي تظهر فيه قيمة معامل الارتباط المتعدد ($R = 0.973$) بين جميع المتغيرات المستقلة والمتغير التابع، والذي يدل في هذا المثال على أن هناك ارتباطاً قوياً بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع، كما يظهر في هذا الجدول قيمة معامل التحديد الأصلية ($R^2 = 0.946$) والقيمة المعدلة لمعامل التحديد وهي الأصدق ($R^2 = 0.941$ Adjusted) وللتين تدلان على مقدرة المتغيرات المستقلة في التنبؤ بقيم المتغير التابع، والذي يدل في هذا المثال على أن (٩٤٪) تقريباً من التباين في المتغير التابع راجع إلى المتغيرات المستقلة الموجودة في النموذج. كما يظهر في هذا الجدول أيضاً قيمة الخطأ المعياري للتقدير Std. Error of the Estimate.

(جدول رقم ٩-١٢)
ملخص نتائج تحليل الانحدار

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.973 ^a	.946	.941	3.3710

a. Predictors: (Constant), X3 مرتبة الموظف X1 عدد سنوات التعليم X2 خبرة الموظف

٥ - أما الجدول التالي (جدول ٩-١٣) فيبين نتائج تحليل تباين الانحدار الذي من خلاله يتم اختبار دلالة R^2 الكلية، حيث يستدل على نسبة التباين الذي تفسره المتغيرات المستقلة من تباين المتغير التابع، فإذا كان مستوى الدلالة Sig. أقل من (٠.٠٥) فإن

هذه النسبة تكون مقبولة إحصائياً، أما إذا كانت قيمة Sig. أكبر من (٠.٠٥) فإن المتغيرات المستقلة تفسر نسبة قليلة من تباين المتغير التابع، أى لا يمكن الاعتماد على هذه المتغيرات للتنبؤ بقيم المتغير التابع. وفى هذا المثال، نجد أن قيمة $\text{Sig.} = 0.000$ وهى أقل من (٠.٠٠١) لذا يمكن القول إن معامل التحديد R Square الكلى أو معادلة الانحدار ككل دالة إحصائياً عند مستوى دلالة أقل من (٠.٠٠١)، ومن جدول تحليل التباين يمكن إيجاد استنتاج متوسط مربعات البواقي أو ما يسمى بتباين البواقي Mean Square of Residual وهو (١١.٣٦٤) وبأخذ الجذر التربيعى لهذا المقدار نحصل على ما يسمى "خطأ التقدير" أو الخطأ المعياري للتقدير، وهو مقياس لدرجة دقة القيم المتنبأ بها، وهو فى هذا المثال (٣.٣٧) وهو مقدار صغير، مما يدل على جودة النموذج المستخدم فى التنبؤ.

(جدول رقم ٩-١٣)

نتائج تحليل تباين الانحدار ANOVA

ANOVA^b

	Model	Sum of Square	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	5821.173	3	1940.391	170.750	.000 ^a
	Residual	329.554	29	11.364		
	Total	6150.727	32			

a. Predictors: (Constant), X2 خبرة الموظف X1 عدد سنوات التعليم X3 مرتبة الموظف

b. Dependent Variable: Y الأداء الوظيفي

٦ - والجدول التالى (جدول ٩-١٤) يوضح نتائج تحليل الانحدار الخاصة بالمعاملات، حيث يحتوى على ما يلى:

- تقدير ثابت الانحدار ومعاملات الانحدار موضحة فى عمود B وبالتالى تكون معادلة الانحدار المقدرة فى هذا المثال كما يلى:

- \hat{Y} (تقدير درجة الأداء الوظيفي) = $34,749 + 2,197$ س_١ (عدد سنوات التعليم) + $1,21$ س_٢ (عدد سنوات الخبرة) - $0,081$ س_٣ (مرتبة الموظف).

- الخطأ المعياري لتقدير ثابت الانحدار ومعاملات الانحدار فى عمود Std. Error، وهو يستخدم لإجراء اختبارات المعنوية لكل من الثابت ومعاملات الانحدار، كما أنه يلقى الضوء على مقدار الخطأ الذى ارتكب لكل تقدير.

- تقدير لثابت الانحدار ومعاملات الانحدار بعد تحويلها إلى علامات معيارية Standardization وهي موجودة في عمود Beta، ومن خلال هذه القيم يمكن معرفة أى المتغيرات لها تأثير أكبر في المتغير التابع، وذلك من خلال قيمة Beta المقابلة لهذا المتغير (بصرف النظر عن الإشارة)، حيث يظهر أن المتغير س_١ (عدد سنوات التعليم) هو الأكبر أثراً؛ لأن Beta المقابلة له هي الأكبر، يليه المتغير س_٢ (عدد سنوات الخبرة)؛ لأن Beta المقابلة لهذا المتغير هي التالية في القيمة، يليه المتغير س_٣ (مرتبة الموظف)؛ لأن Beta المقابلة لهذا المتغير هي التالية في القيمة بدون النظر إلى الإشارة، حيث تعنى الإشارة السالبة أن العلاقة عكسية بين هذا المتغير والمتغير التابع.

- وفي العمودين الأخيرين من هذا الجدول تظهر قيمة المختبر الإحصائي t ومستوى الدلالة الخاصتين باختبار المعنوية لكل من ثابت الانحدار ومعاملات الانحدار على حدة، حيث يقارن قيمة الـ Sig. لكل منها بمستوى المعنوية الاسمي وليكن (٥٪) مثلاً، ونطبق القاعدة المعروفة للرفض أو القبول، وفي هذا المثال نجد أن قيمة Sig. الخاصة بثابت الانحدار تساوى (٠.٠٠٠٠) وهي أقل من مستوى المعنوية، وبالتالي نستطيع القول إن ثابت الانحدار دال إحصائياً، كما أن قيمة Sig. الخاصة بمعامل الانحدار المقابل للمتغير المستقل الأول تساوى (٠.٠٠٠٠) وهي أقل من مستوى المعنوية، ونستطيع القول إن معامل الانحدار المقابل للمتغير المستقل الأول دال إحصائياً، بمعنى أن تأثير المتغير المستقل الأول في المتغير التابع هو تأثير معنوي، كما أن قيمة Sig. الخاصة بمعامل الانحدار المقابل للمتغير المستقل الثاني تساوى (٠.٠٠٠٦) وهي أقل من مستوى المعنوية، ونستطيع القول إن معامل الانحدار المقابل للمتغير المستقل الثاني دال إحصائياً، بمعنى أن تأثير المتغير المستقل الثاني في المتغير التابع هو تأثير معنوي أيضاً، أما قيمة Sig. الخاصة بمعامل الانحدار المقابل للمتغير المستقل الثالث تساوى (٠.٨٨٦) وهي أكبر من مستوى المعنوية، ونستطيع القول إن معامل الانحدار المقابل للمتغير المستقل الثالث غير دال إحصائياً، بمعنى أن تأثير المتغير المستقل الثالث في المتغير التابع هو تأثير غير معنوي.

ويجب ملاحظة أنه إذا كانت نتيجة تحليل التباين غير معنوية فلا بد من أن تكون جميع معاملات الانحدار أيضاً غير معنوية.

(جدول رقم ٩-١٤)
نتائج تحليل الانحدار الخاصة بالمعاملات

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	34.749	2.227		15.607	.000
X1 عدد سنوات التعليم	2.197	.491	.581	4.472	.000
X2 خبرة الموظف	1.210	.412	.425	2.941	.006
X3 مرتبة الموظف	-8.100E-02	.559	-.018	-.0145	.886

a. Dependent Variable: Y الأداء الوظيفي

٧ - وأخيراً يبين الجدول التالي (جدول ٩-١٥) معاملات الارتباط والتغاير بين المتغيرات المستقلة.

(جدول رقم ٩-١٥)
نتائج معاملات الارتباط والتغاير بين المتغيرات المستقلة

Coefficient Correlations^a

	مرتبة الموظف X3	عدد سنوات التعليم X1	خبرة الموظف X2
1 Correlation X3 مرتبة الموظف	1.000	-.329	-.529
X1 عدد سنوات التعليم	-.329	1.000	-.576
X2 خبرة الموظف	-.529	-.576	1.000
Correlation X3 مرتبة الموظف	.313	-9.049E-02	-.122
X1 عدد سنوات التعليم	-9.049E-02	.241	-.116
X2 خبرة الموظف	-.122	-.116	.169

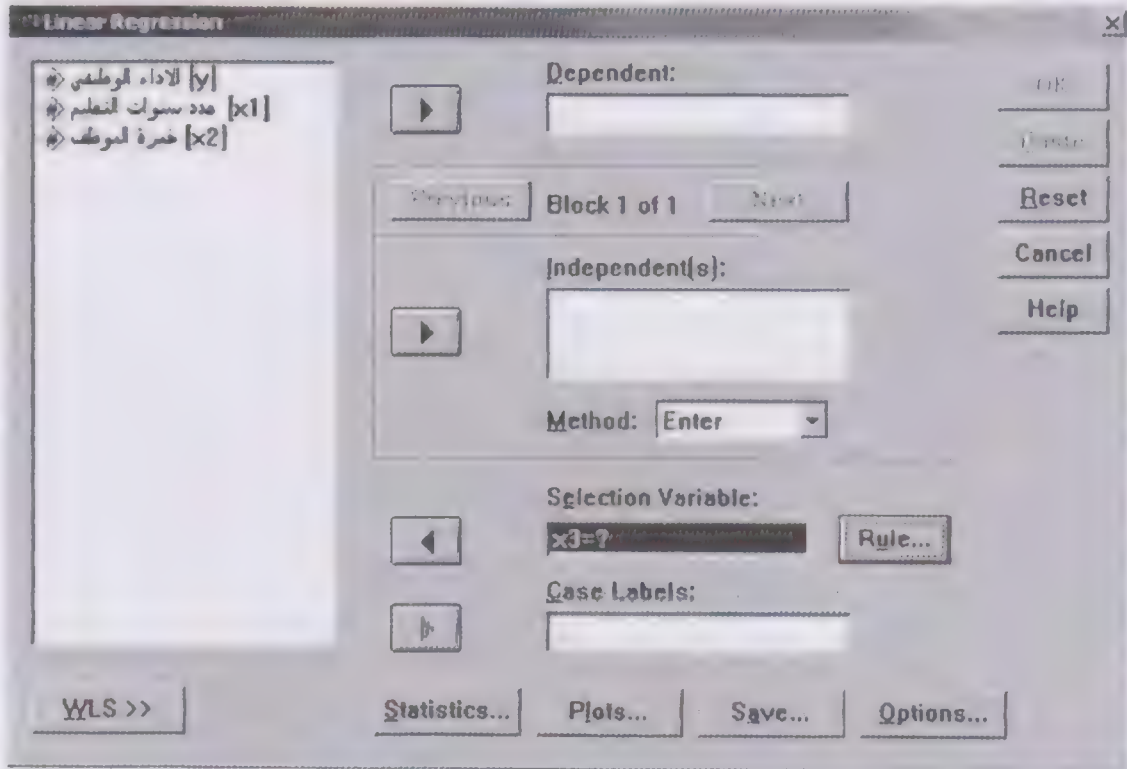
a. Dependent Variable: Y الأداء الوظيفي

بعض الملاحظات: في النافذة الرئيسة الخاصة Linear Regression يوجد بعض الخيارات التي لم نذكرها، مثل:

- المستطيل المعنون بـ Selection Variable: يستخدم لاختيار متغير معين بناءً عليه نستطيع تحديد (اقتصار) التحليل على بعض الحالات (وليس كل الحالات)، ويتم هذا التحديد بناءً على قيمة معينة أو أكثر لهذا المتغير. فمثلاً إذا أردنا اقتصار التحليل على الأفراد ذوي المراتب العليا فقط (الثالثة عشرة، والرابعة عشرة) فإننا ندخل متغير المرتبة X3 في هذا المستطيل، كما هو موضح:

(شكل رقم ٩-١٦)

مربع الحوار الخاص بالانحدار الخطي المتعدد Linear Regression



- ثم نختار التأكيد الخاص بالأفراد ذوي المراتب العليا فقط (الثالثة عشرة، والرابعة عشرة) بعد الضغط على مفتاح Rule الذي ينشط فقط عند إدخال متغير الاختيار في (المستطيل) ونكتب التأكيد الذي نرغب فيه، كما هو موضح:

(شكل رقم ٩-١٧)

مربع الحوار الخاص بتحديد قاعدة الاختيار Set Rule مجموعة من الحالات

Linear Regression: Set Rule

Define Selection Rule

x3 greater than Value: 12

Continue Cancel Help

– المفتاح الخاص بـ WLS وهو اختصار لـ Weighted Least-Square: ويعني نموذج المربعات الصغرى المرجحة، الذي يستخدم في حالة خاصة جداً، وهي الحالة التي يكون فيها تباين الأخطاء غير متساوٍ. فبعد الضغط عليه يُنشط المستطيل المعنون بـ WLS Weight الذي نقوم فيه بإدخال متغير جديد يعرف ليُعبّر عن أوزان كل حالة من الحالات، وهذا المتغير يتم تعريفه بناءً على خبرة الباحث للبيانات التي من المفترض أن يوجد فيها اختلاف أو تشتت.

(شكل رقم ٩-١٨)

مربع الحوار الخاص بالانحدار الخطى المتعدد Linear Regression

Linear Regression

Dependent:

Block 1 of 1

Independent(s):

Method: Enter

Selection Variable:

Case Labels:

Statistics... Plots... Save... Options...

WLS Weight:

(٩-٢-٤) كيفية التعامل مع المتغيرات المستقلة النوعية في تحليل الانحدار:

حتى الآن، تعاملنا مع المتغيرات المستقلة على أنها متغيرات كمية، مثل مستوى الدخل، وحجم الأسرة ... إلخ. ولكن في كثير من الأحيان نجد أننا أمام متغيرات مستقلة نوعية ذات أهمية عالية، وخصوصاً في العلوم الاجتماعية، تسهم في تفسير التغير أو الاختلاف في المتغير التابع. فعلى سبيل المثال نجد أن مستوى الإنفاق الاستهلاكي الإجمالي للأسرة يعتمد على متغيرات كمية مثل مستوى الدخل المتاح، حجم الأسرة، ... إلخ ويعتمد أيضاً على متغيرات نوعية مثل مستوى تعليم رب الأسرة (أمي، متعلم)، نوعية الحي الذي تقطنه الأسرة (حي راق، حي شعبي)، ... إلخ. ولكن السؤال الآن كيف ندخل متغيري نوعية الحي، ومستوى تعليم رب الأسرة في معادلة الانحدار. الإجابة هنا أن هذه العملية تتطلب التعبير عن المتغيرات النوعية في صورة كمية ذات فئات متساوية عن طريق تحويلها إلى متغيرات تعرف بالمتغيرات المؤشرية أو المتغيرات الرمزية Dummy Variables، والمتغير الرمزي عادة يأخذ القيمة "واحد" في حالة تحقق خاصية معينة والقيمة "صفر" في حالة عدم تحقق هذه الخاصية. فمثلاً نفترض أن البيانات التي لدينا عن المتغير التابع مرتبة حسب الجنس (ذكر، أنثى)، ونريد تحديد أثر هذا التقسيم في المتغير التابع، فبدلاً من اعتبار نموذجين منفصلين للانحدار لنموذج للذكور ونموذج للإناث، سوف نعتبر نموذجاً واحداً للانحدار وندخل فيه متغير الجنس كمتغير مستقل عن طريق تحويله إلى متغير رمزي (ز) يأخذ قيمتين هما "١" إذا كان الشخص ذكراً، "صفر" إذا كان الشخص أنثى أو العكس. أما إذا كان المتغير النوعي يحتوي على أكثر من وجهين مثل الحالة الاجتماعية (أعزب، متزوج، أرمل، مطلق)، فإننا لابد من تحويل هذا المتغير إلى ثلاثة (عدد أوجه المتغير النوعي - ١) متغيرات رمزية كما يلي:

ز_١ = ١ إذا كان الشخص أعزب، صفر خلاف ذلك.

ز_٢ = ١ إذا كان الشخص متزوجاً، صفر خلاف ذلك.

ز_٣ = ١ إذا كان الشخص أرمل، صفر خلاف ذلك.

والجدول التالي يوضح كيفية إدخال البيانات في هذه الحالة:

(٩-٢-٤) كيفية التعامل مع المتغيرات المستقلة النوعية في تحليل الانحدار:

حتى الآن، تعاملنا مع المتغيرات المستقلة على أنها متغيرات كمية، مثل مستوى الدخل، وحجم الأسرة ... إلخ. ولكن في كثير من الأحيان نجد أننا أمام متغيرات مستقلة نوعية ذات أهمية عالية، وخصوصاً في العلوم الاجتماعية، تسهم في تفسير التغير أو الاختلاف في المتغير التابع. فعلى سبيل المثال نجد أن مستوى الإنفاق الاستهلاكي الإجمالي للأسرة يعتمد على متغيرات كمية مثل مستوى الدخل المتاح، حجم الأسرة، ... إلخ ويعتمد أيضاً على متغيرات نوعية مثل مستوى تعليم رب الأسرة (أمي، متعلم)، نوعية الحي الذي تقطنه الأسرة (حي راق، حي شعبي)، ... إلخ. ولكن السؤال الآن كيف ندخل متغيري نوعية الحي، ومستوى تعليم رب الأسرة في معادلة الانحدار. الإجابة هنا أن هذه العملية تتطلب التعبير عن المتغيرات النوعية في صورة كمية ذات فئات متساوية عن طريق تحويلها إلى متغيرات تعرف بالمتغيرات المؤشرية أو المتغيرات الرمزية Dummy Variables، والمتغير الرمزي عادة يأخذ القيمة "واحد" في حالة تحقق خاصية معينة والقيمة "صفر" في حالة عدم تحقق هذه الخاصية. فمثلاً نفترض أن البيانات التي لدينا عن المتغير التابع مرتبة حسب الجنس (ذكر، أنثى)، ونريد تحديد أثر هذا التقسيم في المتغير التابع، فبدلاً من اعتبار نموذجين منفصلين للانحدار لنموذج للذكور ونموذج للإناث، سوف نعتبر نموذجاً واحداً للانحدار وندخل فيه متغير الجنس كمتغير مستقل عن طريق تحويله إلى متغير رمزي (ز) يأخذ قيمتين هما "١" إذا كان الشخص ذكراً، "صفر" إذا كان الشخص أنثى أو العكس. أما إذا كان المتغير النوعي يحتوي على أكثر من وجهين مثل الحالة الاجتماعية (أعزب، متزوج، أرمل، مطلق)، فإننا لابد من تحويل هذا المتغير إلى ثلاثة (عدد أوجه المتغير النوعي - ١) متغيرات رمزية كما يلي:

ز_١ = ١ إذا كان الشخص أعزب، صفر خلاف ذلك.

ز_٢ = ١ إذا كان الشخص متزوجاً، صفر خلاف ذلك.

ز_٣ = ١ إذا كان الشخص أرمل، صفر خلاف ذلك.

والجدول التالي يوضح كيفية إدخال البيانات في هذه الحالة:

وتم تنفيذ إجراء Linear Regression فحصلنا على النتائج التالية (جدول ٩-١٨):
نجد أن قيمة Sig. = 0.000 وهى أقل من (٠.٠٠١) فإننا يمكن القول إن معامل التحديد R Square الكلى أو معادلة الانحدار ككل دالة إحصائياً عند مستوى دلالة (٠.٠٠١).

(جدول رقم ٩-١٨)
نتائج تحليل تباين الانحدار ANOVA
ANOVA^b

Model	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1 Regression	2226.392	3	742.131	10.377	.000 ^a
Residual	2002.483	28	71.517		
Total	4228.875	31			

a. Predictors: (Constant), س_٣ المستوى التعليمى، س_١ الجنسية، س_٢ النوع

b. Dependent Variable: ص درجة الرضا العام عن الخدمات

أما الجدول التالى (جدول ٩-١٩) وعند تفسير معاملات الانحدار نجد أن هناك عدم منطقية فى التفسير. فمثلاً عند تفسير معامل الانحدار المناظر لمستوى التعليم، ماذا يعنى: عند زيادة مستوى التعليم بمقدار الوحدة (ماذا تعنى الوحدة هنا) فإن هذا يؤدي إلى زيادة درجة الرضا فى المتوسط بنحو (٦,٢٥) درجة. وكذلك الحال بالنسبة لأي متغير نوعى، لا يوجد معنى منطقى للتفسير.

(جدول رقم ٩-١٩)
نتائج تحليل الانحدار الخاصة بالمعاملات
Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	70.073	6.763		10.361	.000
س _١ الجنسية	-13.477	3.126	-.568	-4.0311	.000
س _٢ النوع	-.495	3.192	-.022	-.155	.878
س _٣ المستوى التعليمى	6.358	2.029	.432	3.133	.004

b. Dependent Variable: ص درجة الرضا العام عن الخدمات

لذلك عند دراسة تحليل الانحدار يجب أن نتعامل مع المتغيرات المستقلة النوعية كمتغيرات رمزية، بمعنى أنه يجب إعادة ترميز Recode المتغيرات النوعية إلى متغيرات جديدة Into Different Variables كما يلي:

- بالنسبة لمتغير الجنسية (ثنائي الأوجه):

سعودي يأخذ الكود (١)، غير سعودي يأخذ الكود (صفر).

- بالنسبة لمتغير النوع (ثنائي الأوجه أيضاً):

ذكر يأخذ الكود (١)، أنثى يأخذ الكود (صفر).

- بالنسبة لمتغير المستوى التعليمي (أكثر من وجهين وهنا ثلاثة أوجه):

يتم تحويل هذا المتغير إلى متغيرين رمزيين (عدد أوجه المتغير النوعي - ١) كما يلي:

- تعليم ١ (س ١) = ١ إذا كان المراجع ذا مستوى تعليم متوسط، صفر خلاف ذلك (إما تعليم ثانوي أو تعليم جامعي).

- تعليم ٢ (س ٢) = ١ إذا كان المراجع ذا مستوى تعليم ثانوي، صفر خلاف ذلك (إما تعليم متوسط أو تعليم جامعي).

أما إذا كان المراجع ذا تعليم جامعي فإنه يتحدد تلقائياً إذا كان هو غير متوسط (س ١ = صفر) وفي نفس الوقت غير ثانوي (س ٢ = صفر).

وبالتالي تكون المتغيرات الجديدة والتكود الجديد الخاص بهذه المتغيرات، كما يلي:

(جدول رقم ٩-٢٠)

التكود الخاص بالمتغيرات النوعية في حالة دراسة الانحدار

المتغير	التكود Value Label
س ١ (الجنسية رمزي)	(١) سعودي، (صفر) خلاف ذلك.
س ٢ (النوع رمزي)	(١) ذكر، (صفر) خلاف ذلك.
س ٣ (تعليم متوسط)	(١) تعليم متوسط، (صفر) خلاف ذلك.
س ٣ ب (تعليم ثانوي)	(١) تعليم ثانوي، (صفر) خلاف ذلك.

وبعد تنفيذ إجراء Linear Regression على المتغيرات الجديدة، نحصل على النتائج التالية:

(جدول رقم ٩-٢١)
نتائج تحليل الانحدار الخاصة بالمعاملات
Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	62.051	3.311		18.743	.000
س١ أ الجنسية رمزي	13.342	3.155	.562	4.228	.000
س٢ أ النوع رمزي	.413	3.219	.018	.128	.899
س٣ أ تعليم متوسط	-12.325	4.123	-.464	-2.989	.006
س٣ ب تعليم ثانوي	-8.540	3.536	-.360	-2.415	.023

b. Dependent Variable: ص درجة الرضا العام عن الخدمات

في هذه الحالة وعند تفسير معاملات الانحدار نجد أن هناك منطقية في التفسير. فمثلاً عند تفسير معامل الانحدار المناظر لمستوى تعليم متوسط (-١٢,٣٢٥)، نجد أنه يعنى درجة رضا المراجعين ذوى التعليم المتوسط تقل فى المتوسط بنحو (١٢,٣٢٥) درجة عن درجة رضا المراجعين ذوى المراحل التعليمية الأخرى. وكذلك الحال بالنسبة لأى متغير نوعى.

(٩-٢-٥) طرق اختيار المتغيرات المستقلة فى نموذج الانحدار المتعدد:

عرضنا فيما سبق النموذج المعتاد (الطريقة المعتادة) فى تحليل الانحدار المتعدد وهو يعتمد على اختيار الباحث لمجموعة من المتغيرات المستقلة (المنبئة) على أساس نظرى أو فكرى، وتضمينها فى معادلة الانحدار مرة واحدة لنحصل على المعادلة التى تصف العلاقة بين كل المتغيرات المستقلة والمتغير التابع مرة واحدة دون مناقشة هل كل المتغيرات المستقلة يجب أن تدخل فى المعادلة أم لا؟ وربما يفيد هذا النموذج (أو الطريقة) فى تقدير الأهمية النسبية لهذه المتغيرات فى التنبؤ بالمتغير التابع. ولكن كثيراً ما يهدف الباحث إلى محاولة التوصل إلى أفضل مجموعة من المتغيرات المستقلة التى يمكن الاستعانة بها فى التنبؤ الجيد بمتغير تابع معين. وهنا يهتم بالحصول على أعلى قيمة لمعامل التحديد بأقل

عدد من المتغيرات المستقلة. ولكن نظراً لأن معظم المتغيرات فى البحوث الاجتماعية تكون مرتبطة ببعضها البعض، فإنه يمكن اختيار مجموعة صغيرة من هذه المتغيرات تجعل قيمة معامل التحديد متقاربة للقيمة التى يحصل عليها إذا استخدم جميع المتغيرات.

وبالطبع لا يوجد أسلوب أمثل لاختيار هذه المجموعة من المتغيرات، أو بمعنى آخر اختيار أفضل نموذج، يضم عدداً قليلاً من المتغيرات ويعطى أعلى درجة من الدقة فى التنبؤ بالمتغير التابع، وهناك عدة طرق (نماذج) تستخدم لهذا الغرض، ومعظم هذه الطرق يجب إجراؤها باستخدام الحاسب بسبب كثرة وتعقد العمليات الحسابية التى تتطلبها. وعموماً هناك مجموعة من المعايير المرتبطة تستخدم للمفاضلة بين النماذج مثل مقياس معامل التحديد (R^2)، اختبار (ف) الجزئى، مقدار الانحراف المعيارى للنموذج، إحصاء ملاوس Mallows وتستخدم هذه المقاييس للمقارنة بين نموذج الانحدار الكامل ونموذج الانحدار المخفض (إسماعيل ٢٠٠١م، ٣٢٠-٣٢٣):

١ - معيار معامل التحديد (R^2):

يستخدم للمقارنة بين أكثر من نموذج للانحدار عندما يكون المتغير التابع واحداً، ويعتبر النموذج الذى يعطى أعلى قيمة لمعامل التحديد هو أفضل نموذج؛ لأنه يفسر أكبر قدر من تباين المتغير التابع. إلا أنه يعاب على هذا المعيار أن قيمته للنموذج الكامل تكون دائماً أكبر من قيمته فى النموذج المخفض لاحتواء النموذج الكامل على عدد أكبر من المتغيرات المستقلة، إلا أنه من الممكن التغلب على هذه المشكلة بالاعتماد على معامل التحديد المصحح للتغلب على هذه المشكلة.

٢ - معيار اختبار (ف) الجزئى:

يستخدم لاختبار ما إذا كان الفرق بين مجموع مربعات البواقي للنموذج المخفض ومجموع مربعات بواقي النموذج الكامل يختلف عن الصفر أم لا؛ لأنه إذا كان هذا الفرق غير معنوى فيفضل استخدام النموذج المخفض للحصول على نفس القدرة التنبؤية التى يمكن الحصول عليها من النموذج الكامل.

٣ - معيار الانحراف المعيارى:

إذا كان الانحراف المعيارى للنموذج المخفض (متوسط مجموع مربعات البواقي لهذا النموذج) أقل من أو يساوى الانحراف المعيارى للنموذج الكامل، فيفضل استخدام

النموذج المخفض للحصول على نفس القدرة التنبؤية التي يمكن الحصول عليها من النموذج الكامل.

٤ - معيار إحصاء ملاوس:

يساعد إحصاء ملاوس في تحديد عدد المتغيرات المستقلة التي يجب إدخالها في نموذج الانحدار الأفضل، فالنموذج الجيد هو الذي يساوي عدد معاملاته (عدد المتغيرات + ١) قيمة إحصاء ملاوس.

سبق القول إن هذه المعايير هي معايير مرتبطة، ولا يوجد معيار واحد يكون باستمرار هو الأفضل. فمثلاً نجد أن قيمة معامل التحديد تزداد بإضافة أى متغير مستقل، في حين يمكن أن تنخفض قيمة الانحراف المعياري في حالة إضافة متغير مستقل. هذا وتجدر الإشارة إلى أنه من الناحية العملية يمكن الحصول على نماذج مختلفة باستخدام هذه المعايير (إسماعيل ٢٠٠١م، ٣٢٣).

الطريقة الأولى - طريقة اختيار أفضل معادلة من بين معادلات الانحدار الممكن توفيقها All Possible Regression Procedure:

تعتمد هذه الطريقة على إجراء تحليل الانحدار عدة مرات لكل البدائل الممكنة من المتغيرات المستقلة، ثم نختار أفضل معادلة انحدار (وفقاً للمعايير المذكورة آنفاً). ففي حالة وجود خمسة متغيرات مستقلة يكون عدد البدائل الممكنة $(2^5 - 1) = 31$ معادلة ونختار منها أفضل معادلة. وبزيادة عدد المتغيرات المستقلة تزداد المشكلة صعوبة. ويرجع اقتراح هذه الطريقة إلى رانجر فيرستش Ranger Ferisch عام ١٩٣٤.

الطريقة الثانية - طريقة إضافة المتغيرات على التوالي Forward (Stepwise) Inclusion:

الخطوة الأولى التي تتبع عند إجراء هذه الطريقة هي أن تحسب جميع معاملات الارتباط بين كل من المتغيرات المستقلة والمتغير التابع. ويتم تضمين المتغير المستقل الذي يكون معامل ارتباط حاصل ضرب العزوم (بيرسون) بينه وبين المتغير التابع أعلى هذه المعاملات في معادلة الانحدار. ويلى ذلك تضمين المتغير المستقل التالى الذى يؤدي إلى زيادة ملحوظة في معامل التحديد في المعادلة بعد أن يؤخذ في الاعتبار المتغير الذى تم تضمينه أولاً. ثم يلى ذلك تضمين المتغير الثالث الذى يرتبط بالمتغير التابع ارتباطاً عالياً

بعد عزل أثر المتغيرين المستقلين السابقين في معادلة الانحدار، وتستمر هذه العملية بقدر ما لدى الباحث من متغيرات مستقلة. ويجب في كل خطوة مراعاة المحك الإحصائي المطلوب، أي الدلالة الإحصائية، للزيادة التي تحدث في معامل التحديد نتيجة تضمين متغير مستقل جديد في المعادلة. ولكن يجب أن يعلم الباحث أنه كلما زاد حجم العينة تكون الزيادة في قيمة معامل التحديد لها دلالة إحصائية حتى لو كانت هذه الزيادة طفيفة، وهذا يبين أهمية حجم العينة في تحليل الانحدار المتعدد. ولذلك يجب على الباحث أن يرتكن إلى محك آخر إلى جانب محك الدلالة الإحصائية، وليكن هذا المحك مرتبطاً بأهمية وتكلفة المتغير الجديد الذي يتم تضمينه في معادلة الانحدار. إذ ربما لا يجنى الباحث فائدة تذكر من إضافة متغير مستقل يكون له دلالة إحصائية ولكن لا يكون له معنى يذكر. وعلى كل حال على الباحث أن يقرر بنفسه ما إذا كانت التكلفة والفائدة توازي ما يضيفه المتغير المستقل الجديد من تفسير منطقي لتباين المتغير التابع. وبالمطبع يمكن أن يختلف هذا المحك الجديد من موقف بحثي إلى آخر. ومما هو جدير بالذكر أن الحاسب هو الذي يتولى عملية ترتيب تضمين المتغيرات المستقلة في معادلة الانحدار، وبذلك لا يكون للباحث الحرية في حذف أي من هذه المتغيرات المستقلة من المعادلة (علام، ١٩٩٣م: ٦٥٦).

الطريقة الثالثة - طريقة حذف المتغيرات على التوالي Backward Elimination:

نقطة البدء في هذه الطريقة هي تضمين جميع المتغيرات المستقلة التي لدى الباحث في معادلة الانحدار، وحساب معامل التحديد بين كل هذه المتغيرات المستقلة مع المتغير التابع. ويتم حذف المتغير الذي لا يؤدي حذفه إلى إنقاص قيمة معامل التحديد، ويعني هذا أن كل متغير ينظر إليه كأنه قد تم تضمينه مؤخراً في معادلة الانحدار. وبهذا نستطيع ملاحظة أي المتغيرات المستقلة تضيف أقل إضافة عندما يتم تضمينها مؤخراً في المعادلة. ويمكن (كما في الطريقة السابقة) تقدير النقص الذي يحدث في معامل التحديد نتيجة لحذف متغير مستقل تبعاً لمحك الدلالة الإحصائية إلى جانب المحكات الأخرى المساعدة. فإذا لم يتم حذف أي من المتغيرات المستقلة ينتهي البرنامج. أما إذا تم حذف أحدها، فإن البرنامج يستمر بنفس الطريقة حتى ينتهي من جميع المتغيرات. وإذا أدى حذف أحد المتغيرات إلى نقص له دلالة أو أهمية في قيمة معامل التحديد ينتهي البرنامج عند هذا الحد.

ومن الجدير بالذكر أن كلا من الطريقتين السابقتين لا تؤدي بالضرورة إلى اختيار نفس المجموعة من المتغيرات المستقلة، والدليل على ذلك أنه في الطريقة الأولى لا يتم حذف

هذا الكتاب

يستهدف هذا الكتاب تقديم علم الإحصاء لغير المختصين بسهولة ويسر. وذلك من خلال عرض المبادئ الإحصائية وأساليب التحليل دون الخوض في المعادلات الرياضية بلغة واضحة يفهمها القارئ والباحث العاديان.

ويعد هذا الكتاب البنية الأساسية المطلوبة لانتفاع الباحثين غير المختصين بعلم الإحصاء. ويوضح أهمية الإحصاء واستخداماته في العلوم المختلفة وخاصة العلوم الاجتماعية. وذلك من خلال عرض شامل للعلم ووظائفه. كما يحوى عدداً كبيراً من الأساليب الإحصائية التي يظهر بعضها لأول مرة في المراجع العربية.

ويتناول هذا الكتاب عدداً من الفصول التي تناقش موضوعين أساسيين **أولهما** المفاهيم الإحصائية الأساسية. **وثانيهما** كيفية استخدام الحاسب الآلى في حساب هذه المفاهيم عن طريق البرنامج الإحصائي المعروف SPSS دون الفصل بينهما. فقد تم تقديم مفهوم الأسلوب الإحصائي أولاً من حيث تعريفه وتصنيفه (تبعاً لمستوى قياس المتغيرات) وكيفية استخدامه. ثم عرض طريقة حساب ذلك المفهوم من خلال برنامج SPSS - مع عرض مثال من بيانات واقعية. وتقديم شرح وافٍ مدعم بالصور للخطوات التي تتبع أثناء استخدام البرنامج لحساب ذلك المفهوم. ثم عرض النتائج المستخلصة. وأخيراً توضيح كيفية تفسير هذه النتائج باعتبارها نموذجاً للباحثين الذين يستخدمون ذلك البرنامج لتحليل بياناتهم.

ردمك : ٣ - ١٢٧ - ١٤ - ٩٩٦٠

تصميم واخراج وطباعة الإدارة العامة للطباعة والنشر - معهد الإدارة العامة ١٤٢٦هـ